

Grundlagen der Basler Mietpreiserhebung

DISSERTATION

zur Erlangung der Würde eines
Doktors der Staatswissenschaften
vorgelegt der Philosophisch-Historischen Fakultät
der Universität Basel

von
Walter Zettler
von Basel

1956

Basel 1961

Buchdruckerei G. Krebs, Verlagsbuchhandlung AG, Basel



Digitized by the Internet Archive
in 2026

Grundlagen der Basler Mietpreiserhebung

DISSERTATION

zur Erlangung der Würde eines
Doktors der Staatswissenschaften
vorgelegt der Philosophisch-Historischen Fakultät
der Universität Basel

von
Walter Zettler
von Basel

Basel 1961

Buchdruckerei G. Krebs, Verlagsbuchhandlung AG, Basel

Genehmigt von der Philosophisch-Historischen Fakultät auf Antrag der Herren Prof. Dr. H. Guth und Prof. Dr. E. Salin.

Basel, den 27. Januar 1956

Prof. Dr. H. Fuchs
Dekan



Inhaltsverzeichnis

Vorwort	7
I. Historische Einleitung	9
1. Kapitel. Mietpreiserhebungen und Indexziffern der Mietpreise für die Schweiz	9
2. Kapitel. Mietpreiserhebungen und Indexziffern der Mietpreise im Kanton Basel-Stadt	15
II. Die neuen Grundlagen der Basler Mietpreiserhebung	19
3. Kapitel. Die Aufgabe der Arbeit und die Abgrenzung des Kollektivs	19
4. Kapitel. Zur Theorie der Stichproben und der Streuungszerlegung	24
5. Kapitel. Die Streuungszerlegung	31
A. Die Schichtung nach Mansarde	34
B. Die Schichtung nach Bad	36
C. Die Schichtung nach Bauperiode	37
D. Die Schichtung nach Wohnvierteln	38
E. Die Schichtung nach Merkmalskombinationen	44
6. Kapitel. Die Stichprobe	56
A. Die zufällige Auswahl mit gleichem Stichprobenbruch	57
B. Die zufällige Auswahl mit veränderlichem Stichprobenbruch ...	60
C. Die systematische Auswahl aus den nach Mietpreishöhe geordneten Schichten	64
III. Die Statistik der Mietpreise und die Indexziffer auf der neuen Grundlage	69
7. Kapitel. Grundsätzliches	69
A. Allgemeines	69
B. Die Bestandesänderungen des Kollektivs	70
C. Die Berechnung der durchschnittlichen Mietpreise	73
D. Die Berechnung des Mietindexes	73
8. Kapitel. Die Ergebnisse der neuen Mietpreiserhebung	75
Literaturnachweis	78

Vorwort

Es fällt in den Aufgabenkreis des Statistischen Amtes des Kantons Basel-Stadt, alljährlich im Mai eine Mietpreiserhebung auf repräsentativer Basis durchzuführen. Die Ergebnisse dienen – neben der Beobachtung der Mietpreise – dazu, den Mietindex zu berechnen, der eine der Komponenten der Landesindexziffer der Konsumentenpreise darstellt.

Die vorliegende Arbeit orientiert sich vornehmlich nach der praktischen Zielsetzung, aus dem Material der umfassenden Wohnungszählung, die am 1. Dezember 1950 im Kanton Basel-Stadt vorgenommen wurde, eine Stichprobe auszuwählen und damit neue Grundlagen für die Mietpreiserhebung zu schaffen.

Einleitend geben wir einen Überblick über die Geschichte der Mietpreisermittlungen und der Indexziffern der Wohnungsmieten. Wenn die amtliche Statistik dabei eine eingehendere Behandlung erfährt, so aus dem Grunde, weil erst mit der Errichtung entsprechender behördlicher Dienststellen der Stand und die Bewegung der Mietzinse periodischen Beobachtungen unterstellt wurden.

Im Kapitel über die Streuungszerlegung analysieren wir – hauptsächlich im Hinblick auf die Schichtung der Stichprobe – die Struktur unseres Untersuchungskollektivs, und die Ausführungen über die Stichprobe geben uns Gelegenheit, die Anwendung einiger Auswahlverfahren darzulegen.

Die Auswertung unserer Untersuchungsergebnisse kommt in den beiden letzten Kapiteln zur Sprache, in denen wir uns mit der Mietpreiserhebung vom Mai 1955 und der Berechnung der Indexziffer der Mietpreise auf der neuen Grundlage befassen.

Ich möchte den Herren Prof. Dr. *L. V. Furlan* † und Prof. Dr. *A. Linder* (Genf), unter deren Leitung die Grundzüge meiner Studie entstanden sind, meinen besten Dank aussprechen. Ebenso bin ich zu besonderem Dank verpflichtet den Herren Dr. *W. Kull*, Kantonsstatistiker des Kantons Basel-Stadt von 1944 bis 1951, und seinem Nachfolger, Prof. Dr. *H. Guth*, die mir in zuvorkommender Weise das Material zur Verfügung gestellt und meine Anliegen gefördert haben.

Der Verfasser

I. Historische Einleitung

1. KAPITEL

Mietpreiserhebungen und Indexziffern der Mietpreise für die Schweiz

Die ersten, regional begrenzten Versuche, durch zeitliche Preisvergleiche und die Berechnung von Indexziffern die Bewegung der Lebenshaltungskosten festzuhalten, gehen in die siebziger Jahre des letzten Jahrhunderts zurück; erst nach der Jahrhundertwende setzten die Bemühungen ein, derartige Beobachtungen auch auf das ganze Gebiet der Schweiz auszuweiten.

Wenn wir die wichtigeren Arbeiten dieser Art nennen – die Zupingerstatistik (1905–1917), die mit 1912 beginnende Indexziffer des Verbandes Schweizerischer Konsumvereine und die seit 1915 vom Eidgenössischen Statistischen Bureau herausgegebenen Preisbulletins – stellen wir zugleich fest, dass sie keinen Aufschluss über die Mietpreise lieferten. In der «Schweizerischen Arbeitgeber-Zeitung» begegnen wir aber bereits Berechnungen über die Teuerung, welche die Wohnkosten einschliessen.

Mit dem Zweck, die Kaufkraft der Besoldungen und Löhne des Eisenbahnpersonals in den verschiedenen Gegenden zu vergleichen, führten die Schweizerischen Bundesbahnen 1902 und 1911 Enquêtes über die Preise der Wohnungen, der wichtigsten Lebensmittel, der Brennmaterialien, sowie über die Steuerverhältnisse durch, die sich auf über ein halbes Hundert Ortschaften mit Bahnhöfen und Stationen des Bundesbahnnetzes erstreckten. Die Mietzinse wurden 1902 durch die Frage nach dem mittleren Preis einer einfachen Wohnung von zwei, drei, vier und fünf Zimmern erhoben, 1911 begnügte man sich mit Angaben für Zwei- bis Vierzimmerwohnungen.

1917 veröffentlichte *Jacob Lorenz* eine Untersuchung über die Kosten der Lebenshaltung in der Schweiz in den Jahren 1905–1916. Da ihm keine Unterlagen über die Bewegung der Wohnungspreise zur Verfügung standen, veranstaltete er mit Hilfe der Verwaltungen der Konsumgenossenschaften eine Aufnahme der Mietpreise für eine gewöhn-

liche Dreizimmerwohnung für die Jahre 1905, 1914 und 1915. Über die Zahl der erhaltenen Angaben schweigt sich der Autor in seiner Publikation aus, doch erfahren wir, dass aus 159 Ortschaften mit insgesamt 1 379 959 Einwohnern und 310 325 Haushaltungen – also einem guten Drittel der Einwohner und Haushaltungen der Schweiz – Meldungen eingingen; von den Ortschaften mit über 20 000 Einwohnern waren 11 vertreten, diejenigen zwischen 5000 und 20 000 Einwohnern stellten einen Anteil von 34, die übrigen partizipierten mit 114.

Mit der Errichtung des Eidgenössischen Arbeitsamtes (Bundesbeschluss vom 8. Oktober 1920) wurde die amtliche Statistik mit der Aufgabe betraut, die Kosten der Lebenshaltung festzustellen – ein Auftrag, der 1929 vom neugeschaffenen Bundesamt für Industrie, Gewerbe und Arbeit übernommen wurde.

Der 1921 errichtete Sozialstatistische Dienstzweig nahm im April 1922 seine Tätigkeit auf und konnte bereits im Mai desselben Jahres eine erste Indexberechnung im «Schweizerischen Arbeitsmarkt» veröffentlichen. Diese Indexziffer umfasste zunächst nur die Nahrungsmittel, wurde aber schon im Laufe des Jahres 1922 auf Brenn- und Leuchtstoffe und Bekleidung ausgedehnt. Die Reihen wurden für drei verschiedene Berufsschichten (Beamte und Angestellte, gelernte Arbeiter, ungelernte Arbeiter) berechnet.

Das Bedürfnis nach einer zuverlässigen Orientierung über die Bewegung der Mietpreise machte sich jedoch immer stärker geltend. Nachdem die letzte interlokale Erhebung, die eidgenössische Wohnungsquôte vom 1. Dezember 1920, Aufschluss über die Mietpreise für 1920 und 1913 gegeben hatte, wurde 1923 von der Konferenz zur Besprechung der Grundlagen eines schweizerischen Verständigungsindex übereinstimmend der Wunsch geäussert, die bisherigen Indexberechnungen durch periodische Erhebungen über die Mietpreise zu ergänzen.

Das Eidgenössische Arbeitsamt entsprach diesem Begehren und führte im Januar 1924 eine Erhebung in den folgenden Gemeinden durch:

Aarau	Biel	Glarus
Arbon	Chur	La Chaux-de-Fonds
Baden	Frauenfeld	Langenthal
Basel	Fryburg	Liestal
Bern	Genf (Aggl.)	Le Locle

Lugano	Rorschach	Sitten
Luzern	St. Gallen	Solothurn
Olten	St. Immer	Vevey
Pruntrut	St. Moritz	Winterthur
Ragaz	Schaffhausen	

Zürich, das Ende 1923 eine Ermittlung auf ähnlicher Grundlage vorgenommen hatte, stellte deren Ergebnisse zur Verfügung.

Einzubeziehen war ungefähr ein Zehntel der reinen Mietwohnungen mit zwei, drei und vier Zimmern; die Befragung erstreckte sich auf die Mietpreise vom ersten Quartal 1920 bis zum ersten Quartal 1924, sowie für die alten Wohnungen auf die Zinse für 1913 und 1914.

Die Auswertung dieser Mietpreisaufnahme findet sich in den «Sozialstatistischen Mitteilungen», 2. Jahrgang 1924, Heft 2, Bern 1924. Neben den Angaben über die Durchschnittsmieten werden auch Vergleichsziffern gegeben in der Form von durchschnittlichen Mietpreisveränderungen in Prozenten von 1913 bis erstes Quartal 1924 und von 1920 bis erstes Quartal 1924, sowie relative Mietpreise mit der Basis 1913 = 100 und 1920 = 100.

Besonders aktuell wurde die Frage einer eidgenössischen Mietpreis-erhebung, als der bisherige Index revidiert wurde und an seine Stelle der Verständigungsindex trat.

Die bereits erwähnte Konferenz zur Besprechung der Grundlagen eines schweizerischen Verständigungsindex sprach sich grundsätzlich für eine schweizerische Mietpreisstatistik aus; die Frage, ob ein Index der Mietpreise in den Landesindex aufgenommen werden sollte, war jedoch im Plenum wie in der eingesetzten Fachkommission heftig umstritten.

Schliesslich kam nach verschiedenen Besprechungen eine Einigung über die grossen Richtlinien zustande, und es wurde eine besondere paritätische Indexkommission eingesetzt, die – zu einer beratenden Sozialstatistischen Kommission erweitert – den Auftrag erhielt, die endgültigen Grundlagen zum Verständigungsindex zu schaffen.

Für den Aufbau der neuen, ab 1926 publizierten Indexziffer machte man sich die Ergebnisse der Haushaltsrechnungen zunutze, die für die Jahre 1912, 1920 und 1921 durchgeführt worden waren. Die separate Berechnung für einzelne Berufsschichten wurde fallengelassen, doch wurde anderseits die Indexziffer erweitert, indem zu den bisherigen Gruppen Nahrungsmittel, Brenn- und Leuchtstoffe, Be-

kleidung neu die Gruppe Miete hinzutrat. Als Ausgangsbasis wurde der Juni 1914 gewählt, und die Quoten wurden folgendermassen festgelegt:

Nahrungsmittel	57
Brennstoffe	7
Bekleidung	15
Miete	21
zusammen	100

Für die Berechnung der Gruppenindexziffern bediente man sich zweier Methoden:

Die Teilindizes für Lebensmittel und Brennstoffe wurden auf Grund eines festen Mengenschemas ermittelt, d. h. für jede Ware wurde eine gleichbleibende Verbrauchsmenge festgelegt, deren Kosten zum jeweiligen Preis berechnet wurden. Die auf diese Weise erhaltenen Gesamtkosten der Gruppe wurden mit den Gesamtkosten im Basisjahr verglichen und führten zur Gruppenindexziffer.

Dieses Prinzip des festen Mengenschemas hätte nun bei der Bekleidung auf lange Dauer zu wenig sinnvollen Ergebnissen geführt. Die Kleidungsstücke ändern in ihrer Machart, es ergeben sich Qualitätsunterschiede, andere Materialien werden verwendet, und dergleichen mehr; mit der Zeit wären gebräuchliche Artikel mit solchen aus dem Jahre 1914 kaum mehr zu vergleichen gewesen, und der Aussagewert der Indexziffer wäre sehr fragwürdig geworden.

Man entschied sich deshalb für die Methode der durchschnittlichen Preisveränderungen, mit deren Hilfe diese Schwierigkeiten umgangen werden können. Die Preise werden mit denen der letzten Erhebung verglichen – wobei es auf dem Wege der Verkettung möglich ist, ausfallende Artikel durch neue zu ersetzen – und mit der daraus resultierenden Veränderungszahl wird die Indexziffer der Vorerhebung multipliziert, um zur neuen Indexziffer zu gelangen. Die mit den festgelegten Anteilen gewogenen Indizes der einzelnen Artikel ergeben dann den Gruppenindex.

Naturgemäss konnte auch beim Index der Mietpreise kein festes Mengenschema verwendet werden, hätte man doch so nur die Preisentwicklung der bis 1914 erstellten Wohnungen erfassen können und wäre damit vor allem der Einfluss der neu erstellten Wohnungen unberücksichtigt geblieben.

Im Mai 1925 wurden in den folgenden Gemeinden erneut die Mietpreise festgestellt:

Aarau	Glarus	Rorschach
Arbon	Herisau	St. Gallen
Baden	La Chaux-de-Fonds	St. Immer
Basel	Langenthal	St. Moritz
Bern	Liestal	Schaffhausen
Biel	Le Locle	Sitten
Chur	Luzern	Vevey
Frauenfeld	Olten	Winterthur
Genf	Pruntrut	Zürich

Das Eidgenössische Arbeitsamt verlangte, dass ungefähr ein Zehntel des unter der Arbeiterbevölkerung häufigsten Wohnungstyps einbezogen wurde und dass die alten, vor 1914 erstellten und die neuen Wohnungen im Verhältnis ihres Gesamtbestandes Berücksichtigung fanden. Die Durchführung und damit auch die Bestimmung der Auswahl lag in Basel, Bern, Genf und Zürich den statistischen Ämtern ob, in den andern Gemeinden paritätischen Mietpreiskommissionen.

Für jede der Gemeinden mit über 100 000 Einwohnern und für die Gesamtheit der übrigen Gemeinden wurden die Teilindizes bestimmt, die – mit den entsprechenden Bevölkerungszahlen gewogen – den Landesindex ergaben.

Durch die Erhebung wurde die Verteuerung seit 1913 für Ende 1920 und Mai 1925 erfasst; die Werte zwischen 1920 und 1925 wurden durch Interpolation festgestellt. Seither werden diese Untersuchungen jedes Jahr im Mai wiederholt.

Die Indexrevision von 1950 brachte Modifikationen der Grundlagen der bisherigen Positionen, den Einbezug zweier neuer Gruppen (Reinigung und Verschiedenes) und das endgültige Fallenlassen des Ausgangsjahres 1914 zugunsten der Basis August 1939. Von der Berechnung der Teilindizes für Nahrungsmittel und Brennstoffe nach einem festen Mengenschema wurde abgesehen und alle Gruppenciffern und der Gesamtindex nach der Methode der durchschnittlichen Preisveränderungen bestimmt.

Hingegen wurde die Berechnung des Mietpreisindex gleich belassen; nur die Anteilquote am Gesamtindex wechselte von 21 auf 20.

Die Experten lassen sich dazu wie folgt vernehmen¹: «Auf Grund dieser Erwägungen vertreten die Experten die Ansicht, dass die Mietpreisstatistik in ihrer gegenwärtigen Form den Zweck erfüllt, das heisst, dass der sich aus dieser Statistik ergebende Mietpreisindex die Mietpreisbewegung im Landesdurchschnitt und für die Wohnungen aller Bauperioden den tatsächlichen Verhältnissen entsprechend wiedergibt ... Die Experten vertreten die Meinung, dass es den einzelnen Ämtern überlassen werden sollte, Vereinfachungen durchzuführen, sofern dies ohne Beeinträchtigung der Zuverlässigkeit der Ergebnisse möglich ist. Bei den «übrigen» Städten ist in noch verstärktem Masse auf das Einhalten der Weisungen zu dringen; daneben stellt sich das Problem eines Ausbaues durch Einbezug neuer Gemeinden und für einzelne Plätze auch dasjenige einer Reorganisation des Erhebungsverfahrens. Voraussetzung hierfür ist aber die Schaffung der erforderlichen Unterlagen anlässlich einer Wohnungszählung.»

Der Empfehlung auf Überprüfung der Ermittlungsmethoden kam das Bundesamt für Industrie, Gewerbe und Arbeit 1954 nach, indem in den Gemeinden mit paritätischen Mietpreiskommissionen anhand der Ergebnisse der Wohnungszählung vom 1. Dezember 1950 und mit Hilfe des mathematischen Stichprobenverfahrens die Auswahl der Wohnungen neu getroffen wurde. Gleichzeitig wurden Bellinzona, Horgen, Lausanne, Lugano, Uster und Wädenswil in den Kreis der Erhebungsgemeinden aufgenommen, während auf eine Ermittlung der Mietpreise in St. Moritz fürderhin verzichtet wird.

Um den Missverständnissen vorzubeugen, die immer wieder Anlass zu falschen Interpretationen der Indexziffer gaben, beschloss das Bundesamt im August 1955, den Landesindex der Lebenshaltungskosten künftighin als Landesindex der Konsumentenpreise zu bezeichnen.

¹ Revision der Landesindexziffer der Kosten der Lebenshaltung. Bericht der Experten an das Bundesamt für Industrie, Gewerbe und Arbeit, in: Die Volkswirtschaft. XXIII. Jahrgang 1950, Heft 1, Bern, Januar 1950, S. 7.

2. KAPITEL

Mietpreiserhebungen und Indexziffern der Mietpreise im Kanton Basel-Stadt

Die erste umfassende Wohnungszählung fand vom 1. bis 19. Februar 1889 unter der Leitung von *Karl Bücher* statt. Sie war veranlasst worden durch den Anzug, den *Wilhelm Arnold* am 12. März 1888 im Grossen Rat des Kantons Basel-Stadt eingab und also lautete²: «Der ergebenst Unterzeichnete stellt hiermit den Antrag, der Grosse Rat möge den Regierungsrat beauftragen, eine Enquête über die Wohnungsverhältnisse hiesiger Stadt, namentlich in sanitärischer Hinsicht, vorzunehmen.»

In der Sitzung des Grossen Rats vom 28. Mai 1888 wurde der Anzug der Regierung zur Ausführung und Berichterstattung überwiesen. Den Anträgen einer zur Prüfung des Problems eingesetzten Kommission entsprechend, fasste der Regierungsrat des Kantons Basel-Stadt am 19. Januar 1889 folgende Beschlüsse³:

« : :

1. Wird das vom Departement des Innern vorgelegte Fragenschema für eine Wohnungsenquête genehmigt.
2. Es soll sich diese Enquête erstrecken auf alle Häuser der Stadt, welche nicht von einer Familie bewohnt werden, sofern nicht in diesen Letzteren eine Schlaf- oder Kostgängerei betrieben wird, oder sie zu irgend welchen gewerblichen Zwecken dienen.
3. Es wird dem Departement des Innern für die genannte Enquête ein Kredit von Fr. 5000 auf Rechnung des Budgets von 1889 erteilt.
4. Die vom Regierungsrat am 1. September 1888 erwählte Spezialkommission wird mit der Ausführung und Bearbeitung der Wohnungsenquête beauftragt.»

² Protokoll der ordentlichen Sitzung des Grossen Rats des Kantons Basel-Stadt vom 12. März 1888. Staatsarchiv Basel-Stadt. Protokolle des Grossen Rats, Bd. 37.

³ Protokoll der Sitzung des Regierungsrates des Kantons Basel-Stadt vom 19. Januar 1889. Staatsarchiv Basel-Stadt. Protokolle des Regierungsrates, Bd. 259.

Die *Büchersche* Arbeit fand – als erste Untersuchung dieser Art in der Schweiz – grosse Beachtung und steht bahnbrechend und beispielhaft in der Geschichte der Wohnungszählungen.

In der Folge fanden durch das 1902 gegründete Statistische Amt erschöpfende Aufnahmen statt in den Jahren 1910, 1920, 1930, 1932, 1941 und 1950.

Das Statistische Amt hat aber auch von Anfang an der laufenden Mietpreisstatistik besondere Sorgfalt angedeihen lassen.

Zur Beurteilung des Standes und der Bewegung der Wohnungsmieten dienten zuerst die Mietpreise der leerstehenden Wohnungen auf Grund der seit 1904 im Dezember jeden Jahres durchgeführten Erhebungen. Diese Zahlen konnten aber kaum als repräsentativ gelten, ist doch anzunehmen, dass je nach der Marktsituation die für leerstehende Wohnungen verlangten Mietpreise niedriger oder höher sein konnten als die Preise gleicher besetzter Wohnungen.

Zu umfangreicheren Grundlagen kam das Amt durch die Errichtung des Amtlichen Wohnungsnachweises. Benützt wurden die Angaben der als vermietet abgemeldeten reinen Mietwohnungen, und so konnten anfänglich Jahr für Jahr rund 3000 Objekte – mehr als ein Zehntel des gesamten Bestandes – berücksichtigt werden. Dürften auch hier die Durchschnittswerte etwas überhöht gewesen sein, erhielt man doch über die Bewegung der Mietpreise seit 1912 ein gutes Bild. Mit zunehmendem Wohnungsmangel in den Jahren nach dem Ersten Weltkrieg litten wiederum Umfang und Qualität der Erhebung, sodass die berechneten Indexziffern geeignet waren, falsche Vorstellungen über die Veränderung der Mieten zu erwecken.

An dieser Stelle möchten wir die von *W. Kaufmann* und *E. Ackermann* verfasste Studie «Die Bewegung der Mietpreise in Basel von 1896–1914» nicht unerwähnt lassen. Die Angaben entstammen den Mitteilungen einer Reihe von Baugeschäften (494 Wohnungen für den Zeitraum 1896–1913) und den Auskünften von Buchdruckern, Angestellten der Strassenbahnen und Staatsarbeitern (345 Objekte für die Jahre 1906–1914). Zur Auswertung wurden nur die Wohnungen mit zwei und drei Zimmern herangezogen.

Im September 1920 entschied sich das Statistische Amt, eine Sondererhebung beim Staatspersonal durchzuführen; dieser Untersuchung schloss sich noch das Bundespersonal und die Arbeitnehmer einiger grösserer privater Unternehmungen an, sodass rund 5000 Angaben verwertet werden konnten. Man beschränkte sich bei der Fragestellung

nicht auf den gegenwärtigen Mietzins, sondern wollte auch Aufschluss über den Stand früherer Jahre bis zurück zu 1914.

Bei der Ermittlung vom November 1921 wurden die Wohnungen von Arbeitern und Angestellten privater Unternehmungen in vermehrtem Ausmass einbezogen, während sich die Aufnahme vom September 1922 wieder stärker auf das Personal der öffentlichen Verwaltung konzentrierte.

Man war sich indessen der Einseitigkeit dieser Auswahl bewusst und schuf im Januar 1923 eine breitere Basis durch die Erstellung eines Wohnungskatasters, der 4527 reine Mietwohnungen von zwei bis fünf Zimmern, unterteilt nach Bauperiode (vor und nach 1920 erstellt), Bad- und Mansardenzubehör umfasste. Diese Auslese durfte den Anspruch auf bessere Repräsentativität erheben, zumal eine Beschränkung auf bestimmte Bevölkerungsklassen fallengelassen worden war.

Bei den jährlich im Mai sich folgenden Erhebungen wurde diese Grundlage im Prinzip beibehalten, wobei die Objekte jeweilen um die neuerstellten Wohnungen vermehrt und fortschreitend nach weiteren Bauperioden (bis 1920, 1921–1930, 1931–1941, 1942–1950, nach 1950) unterschieden wurden.

Wenn auch das Material sporadisch eine Reduktion erfahren hatte und seit 1945 die Fünfstückwohnungen nicht mehr berücksichtigt wurden, war die Zahl der einbezogenen Wohnungen in den Jahren nach 1950 doch auf rund 17 000 angewachsen.

Anfänglich hatten die in Basel berechneten Indexziffern der Kosten der Lebenshaltung⁴ nur Lebensmittel eingeschlossen. 1922 wurde die Monatsindexziffer für die wichtigsten Nahrungsmittel um die Aufwendungen für Brenn- und Leuchtstoffe und Reinigung erweitert unter gleichzeitiger Änderung des Verbrauchsmengenschemas der Lebensmittel. Diese nun Kleine Basler Indexziffer genannte Masszahl fasste auf den Monatsausgaben einer fünfköpfigen «Normalfamilie» (zwei Erwachsene und drei Kinder). Für die ebenfalls im Jahre 1922 erstmals herausgegebene Grosse Basler Indexziffer fasste man diese Monatsausgaben vierteljährlich zusammen, nahm einen zehnprozen-

⁴ Indexziffern aus den Tagesausgaben einer fünfköpfigen Familie für Brot, Milch und Fleisch, Reihen 1891–1940; Indexziffern aus den Monatsausgaben einer fünfköpfigen Normalfamilie für 12 Nahrungsmittel (11 der Rationierung unterstellt gewesene Nahrungsmittel sowie Fleisch), Reihen 1911–1933; Indexziffern aus den Monatsausgaben einer fünfköpfigen Normalfamilie für die wichtigsten Nahrungsmittel, 1921.

tigen Zuschlag für nicht einbezogene Nahrungsmittel vor und fügte die Vierteljahresausgaben für Miete und Steuern bei.

Bei der Grossen Basler Indexziffer wurden – im Gegensatz zum BIGA-Index – für die Berechnung des Indexes der Mietpreise nicht alle Wohnungen der Mietpreiserhebung herangezogen; man beschränkte sich anfangs auf die Mieten der Zweizimmerwohnungen mit einer Mansarde und der Dreizimmerwohnungen ohne Mansarde, späterhin auf die Mietpreise der Zweizimmer- und Dreizimmerwohnungen ohne Mansarde.

Hatte das Statistische Amt des Kantons Basel-Stadt schon in früheren Jahren auch einen Lebenshaltungskostenindex auf der Basis des BIGA-Indexes berechnet, nahm man mit der Revision der Landesindexziffer der Kosten der Lebenshaltung im Jahre 1950 endgültig Abstand von der Berechnung einer spezifisch baslerischen Masszahl und weist seither die lokale Bewegung der Konsumentenpreise nur noch im BIGA-Index für Basel nach.

II. Die neuen Grundlagen der Basler Mietpreiserhebung

3. KAPITEL

Die Aufgabe der Arbeit und die Abgrenzung des Kollektivs

Dank ihrem grossen Umfang und der Aufgliederung nach Zimmerzahl, Bauperiode, Bad- und Mansardenzubehör gaben die bisherigen Grundlagen einen brauchbaren Querschnitt durch die Basler Mietwohnungen, doch drängte sich aus verschiedenen Gründen eine Neugestaltung durch eine «richtige» Stichprobe auf:

Wie wir in der historischen Einleitung gesehen haben, beruhte die Auswahl nicht auf dem Prinzip einer mathematisch-statistischen Stichprobe, sondern war ermessensweise getroffen worden. Die Auswahl aufs Geratewohl – auch wenn sie sorgfältig vorgenommen wird – bildet aber keine Gewähr dafür, dass die Auswahlseinheiten im mathematischen Sinne als repräsentativ gelten können.

Die Zahl der erhobenen Wohnungen war reichlich hoch und bedingte einen grossen Arbeitsaufwand; von einer zweckmässigen neuen Auswahl durfte erwartet werden, dass man mit bedeutend weniger Einheiten eine genügende Genauigkeit der Ergebnisse erzielen würde.

Zudem war es – bedingt durch wiederholte Reduktionen des Materials – nötig geworden, bei der Indexberechnung verschiedene Gewichte zu verwenden, womit zu verhältnismässig komplizierten Methoden gegriffen werden musste.

So sehen wir unsere Aufgabe darin, neue Grundlagen für die Mietpreiserhebung zu schaffen, die den Anforderungen in Bezug auf Repräsentativität standhalten, deren Umfang nicht über Gebühr ausgeweitet ist und die eine einfache Berechnungsart ermöglichen.

Vorerst haben wir nun das Kollektiv abzugrenzen, das Gegenstand unserer Untersuchung bilden soll. Dem Sachverhalt entsprechend, dass die Indexziffer der Konsumentenpreise auf die Lebenshaltung von Arbeiter- und Angestelltenfamilien zugeschnitten ist, verlangt das Bundesamt für Industrie, Gewerbe und Arbeit, dass die Mietpreise der für Arbeiter und Angestellte gebräuchlichen Wohnungstypen erfasst wer-

den. Unter den Basler Verhältnissen darf diese Forderung als erfüllt gelten, wenn wir wie bisher die reinen Mietwohnungen von zwei, drei und vier Zimmern in die Erhebung einbeziehen.

Um als reine Mietwohnung zu gelten, müssen die folgenden Voraussetzungen erfüllt sein:

- a) der Wohnungsinhaber muss die Wohnung als Mieter oder Genossenschafter gemietet haben;
- b) die Wohnung muss eine Küche aufweisen;
- c) sie muss unmöbliert vermietet werden;
- d) sie darf nicht mit Geschäftsräumen baulich verbunden sein;
- e) als Mietpreis gilt der Betrag, der für die Benützung der Wohnung und aller festen Einrichtungen bezahlt wird. Normalerweise sind der Wasserzins, die Vergütung für die allgemeine Beleuchtung (Treppenhaus, Keller, Estrich), die Benützung von Waschküche und Lift eingeschlossen. Auch dann, wenn Vergütungen für feste Anlagen (Waschmaschine, Kühlschrank und dergleichen) separat als Zuschlag zum «vertraglichen» Mietzins erhoben werden, sind diese Beträge dem Mietzins zuzufügen. Dagegen zählen die Kosten für andere Räumlichkeiten (Garage, Geschäftsräume), für Heizung, Warmwasserversorgung und andere Dienstleistungen (z.B. Reinigungsarbeiten) nicht zum Mietpreis.

Wie aus der nachstehend wiedergegebenen Zählkarte der eidgenössischen Wohnungszählung vom 1. Dezember 1950 ersichtlich ist, finden sich dort alle diese Merkmale, sodass es gegeben ist, unser Untersuchungskollektiv dieser Zählung zu entnehmen.

Um nach diesen Kriterien zu den reinen Mietwohnungen zu gelangen, scheiden wir die folgenden Wohnungen aus (die Numerierung der Fragen nimmt auf die Zählkarte Bezug):

Eigentümer-, Miteigentümer-, Dienst-, Frei- und Leerwohnungen (Frage 3, Besitzverhältnis)

Untermieterwohnungen gelten nicht als Zähleinheit, sondern nur die Bauwohnung, der die Untermieterwohnung angehört. So mussten für jede Bauwohnung, bei der die Frage 6b) positiv beantwortet wurde, die entsprechenden zusätzlichen Zählkarten für die Untermieterwohnungen vorhanden sein.

Wohnungen ohne Küche (Frage 4, Küche)

Wohnungen mit einem und fünf und mehr Zimmern (Frage 5, Wohnräume)

Wohnungen, die mit Lokalen gewerblicher oder landwirtschaftlicher Betriebe verbunden sind (Frage 5, Wohnräume)

Wohnungen, für die der «reine» Mietpreis entsprechend der Definition der reinen Mietwohnungen nicht ermittelt werden konnte (Frage 9, Mietpreis).

Auf diese Weise erhalten wir unser Untersuchungskollektiv, das 45 353 reine Mietwohnungen mit Küche und einer Zimmerzahl von zwei, drei und vier Zimmern vereinigt.

Bitte zuerst die Anleitung lesen

1. Wohnungsinhaber (Haushaltungsvorstand)

Familienname: Vorname:
Strasse: Haus-Nr.: Stockwerk:
Zivilstand: ledig*(1) – verheiratet*(2) – verwitwet*(3) – gerichtlich
geschieden*(4)
Hauptberuf oder Haupttätigkeit:
Stellung in diesem Beruf, im Geschäft usw.:
Art des Geschäftes (Branche), der Unternehmung oder Verwaltung:

2. Gebäudeart – Banjahr

Ist das Gebäude ein Einfamilienhaus*(1) – Mehrfamilienhaus*(2) – an-
deres Gebäude mit Wohnung*(3) (z.B. Bauernhaus, Verwaltungsge-
bäude, Schulhaus, Fabrik)?
Ist das Gebäude vor*(1) oder nach*(2) dem 1. Januar 1940 erbaut worden?

3. Besitzverhältnis

Sind Sie Eigentümer*(1) – Miteigentümer*(2) des Hauses, in dem Sie
wohnen, oder bewohnen Sie Ihre Wohnung als Mieter*(3) – Genossen-
schafter*(4) – Untermieter*(5), oder haben Sie eine Dienst-*(6) oder
Freiwohnung*(7)?
Für Mieter, Genossenschafter und Inhaber von Dienst- und Freiwoh-
nungen: Name und Adresse des Hauseigentümers

4. Küche

Hat Ihre Wohnung eine eigene Küche? Ja*(1) – Nein*(2)

5. Wohnräume (einschliesslich an Untermieter und Zimmermieter
vermietete Räume)

- a) Zimmer (Wohn-, Arbeits-, Schlafzimmer usw., aber ohne
Küche und Wohnküche)
b) Wohndiele
c) Zur Wohnung gehörende bewohnbare Mansarden und be-
wohnbare Untergeschossräume
d) Nicht zur Wohnung gehörende bewohnbare Räume (z.B.
zugemietete Mansarden)

Räume

Sind mit der Wohnung besondere, unter a–c nicht aufgeführte Lokale
gewerblicher oder landwirtschaftlicher Betriebe verbunden (z.B. Laden,
Werkstatt, Wirtschaft)? Ja*(1) – Nein*(2)

6. Vermietung

Haben Sie einzelne der unter Frage 5 aufgeführten Räume vermietet oder weitervermietet?

Ja*(1) – Nein*(2). Wenn ja,

- a) an Personen, die zu Ihrer Haushaltung gehören (Pensionäre, Zimmermieter, Schlafgänger)?
- b) an Personen, die zwar in Ihrer Wohnung wohnen, aber eine eigene Haushaltung bilden?
- c) an andere Personen, an Geschäfte usw.?

Räume

7. Wohnungsausstattung

Hat Ihre Wohnung:

- eigenes Bad*(1) – gemeinschaftliches Bad mit andern Wohnungen*(2) – kein Bad*(3)?
- eigenen Abtritt*(1) – gemeinschaftlichen Abtritt mit andern Wohnungen*(2)?
- Einzelofenheizung*(1) – Etagenheizung*(2) – Zentralheizung*(3) – Fernheizung*(4)?
- Heizung mit Holz*(1) – Kohle*(2) – Öl*(3) – Gas*(4) – Elektrizität*(5)?
- Holzbadeofen*(1) – elektrischen Boiler*(2) – Gasapparat für Warmwasserzubereitung*(3) – zentrale Warmwasserversorgung*(4)?
- Anschluss an eine Wasserleitung? Ja*(1) – Nein*(2)

Kochen Sie mit Holz*(1) – Kohle*(2) – Gas*(3) – Elektrizität*(4) oder ?

Steht Ihnen eine Waschküche zur Verfügung? Ja*(1) – Nein*(2)

8. Bewohner

Wieviele Personen wohnen am 1. Dezember in Ihrer Wohnung?

- a) Haushaltungsvorstand, Familienangehörige und Verwandte
- b) In Ihrer Haushaltung oder Ihrem Geschäft angestellte Diensten, Gewerbegehilfen, Lehrlinge usw.
- c) Pensionäre, Zimmermieter, Schlafgänger
- d) Andere zu Ihrer Haushaltung gehörende Personen (z.B. Pflegekind)
- e) Untermieter, die einen eigenen Haushalt führen
- Personen im ganzen

Personen

9. Mietpreis (Diese Angabe ist nur für Wohnungen und Einfamilienhäuser zu machen, die unmöbliert gemietet sind und mit denen kein gewerblicher oder landwirtschaftlicher Betrieb verbunden ist.)

Wieviel bezahlen Sie gegenwärtig im Jahr für die unmöblierte Wohnung (unter Frage 5a–c aufgeführte Räume und Küche) einschliesslich Wasserzins, Treppenhausbeleuchtung, Benützung der Waschküche, Lift, aber ohne die Kosten für Zentralheizung, zentrale Warmwasserversorgung, Garage?

Fr.

* Zutreffendes unterstreichen

Rand bitte
leer lassen

4. KAPITEL

Zur Theorie der Stichproben und der Streuungszerlegung

Um die folgenden Berechnungen verständlicher zu machen, wollen wir vorerst in knappen Ausführungen die Grundgedanken der Stichprobentheorie vor Augen führen, die für quantitative Merkmale gelten.

Zunächst halten wir fest, dass nach den Regeln der Kombinatorik die Zahl der Stichproben von gegebenem Umfang n , welche aus einem Kollektiv von N Einheiten gezogen werden können, sich bemisst nach der

$$\text{Anzahl der Kombinationen} = \frac{N!}{(N-n)! n!} = \binom{N}{n} \quad (4.1)$$

Diese möglichen Stichproben werden nun – je nach den Einheiten, die in die jeweilige Stichprobe fallen – verschiedene Mittelwerte $\bar{x}$ aufweisen. Die Streuung dieser möglichen Stichprobendurchschnitte $\bar{x}$ vom arithmetischen Mittel $\bar{a}$ der Grundgesamtheit lässt sich nach der Formel

$$\sigma_{\bar{x}}^2 = \frac{\sigma^2}{n} \quad (4.2)$$

berechnen, woraus die mittlere quadratische Abweichung folgt, die bezeichnet wird als Stichprobenfehler:

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \quad (4.3)$$

σ bedeutet die mittlere quadratische Abweichung der Glieder a der Grundgesamtheit vom Mittel $\bar{a}$ des Kollektivs und n steht für die Anzahl der Einheiten, die in die Stichprobe fallen.

Allerdings gilt diese Berechnung nur unter der Voraussetzung, dass jede gezogene Einheit vor dem nächsten Zug wieder zum Kollektiv zurückgelegt wird. Aus praktischen Gründen aber wird man bei einer Stichprobe kaum so verfahren. Der Tatsache, dass die ausgewählten Einheiten dem Kollektiv nicht wieder einverleibt werden, trägt der Korrekturfaktor $\frac{N-n}{N-1}$ Rechnung, mit dem $\sigma_{\bar{x}}^2$ multipliziert wird. Wir erhalten dann die Formel für die Streuung der Stichprobe ohne Zurücklegen

$$\sigma_{\bar{x}}^2 = \frac{\sigma^2}{n} \left(\frac{N-n}{N-1} \right) \quad (4.4)$$

Da N in der Regel eine sehr grosse Zahl ist, wird das Ergebnis kaum beeinflusst, wenn wir $N-1$ durch N ersetzen, und wir erhalten

$$\begin{aligned} \sigma_{\bar{x}}^2 &= \frac{\sigma^2}{n} \left(\frac{N-n}{N} \right) \\ &= \frac{\sigma^2}{n} \left(1 - \frac{n}{N} \right) \\ &= \frac{\sigma^2}{n} (1 - f) \end{aligned} \quad (4.5)$$

$$\sigma_{\bar{x}} = \sigma \sqrt{\frac{1-f}{n}} \quad (4.6)$$

Der Ausdruck f ist identisch mit dem Stichprobenbruch.

Die obigen Formeln zeigen, dass – abgesehen vom Korrekturfaktor – die Grösse des Stichprobenfehlers nur abhängt von der Streuung des Grundkollektivs und von der Anzahl der Einheiten, die in die Stichprobe einbezogen werden, nicht aber vom Umfang der Gesamtmasse. Ferner verhält sich der Stichprobenfehler umgekehrt proportional zur Quadratwurzel der Zahl der Stichprobeneinheiten; so muss beispielsweise die Zahl der Stichprobenelemente vervierfacht werden, wenn $\sigma_{\bar{x}}$ auf die Hälfte reduziert werden soll.

Sobald der Korrekturfaktor $\frac{N-n}{N-1}$ oder $1 - f$ angewandt wird, spielt auch der Umfang des Grundkollektivs eine – in der Regel minime – Rolle für die Bestimmung des Stichprobenfehlers.

Wenn wir nun alle möglichen Stichprobendurchschnitte nach ihrer Grösse ordnen, erhalten wir annähernd das Bild einer Normalkurve, die durch zwei Werte festgelegt ist: den Mittelwert $\bar{x}$ des Kollektivs, der die Symmetrieachse bestimmt, und den Stichprobenfehler $\sigma_{\bar{x}}$, der die Kurve flacher oder steiler verlaufen lässt. Dass es sich nur um eine Annäherung handeln kann, geht daraus hervor, dass die Kurve der Normalverteilung im Unendlichen verläuft; doch ist diese Tatsache nicht von praktischer Bedeutung, denn die Kurve nähert sich sehr schnell der x -Achse. Wir können deshalb die Bedingungen der Normalverteilung ohne Bedenken auf begrenzte Massen anwenden, sofern n und $(N - n)$ nicht zu klein sind⁵.

⁵ Diese Voraussetzungen sind bei unseren Untersuchungen erfüllt, sodass wir nicht auf die Theorie der «kleinen Stichproben» eingehen.

Diese Erkenntnis versetzt uns in die Lage, bestimmte Aussagen über die Genauigkeit von Stichproben zu machen, denn wir können aus der Normalkurve berechnen, wieviele Prozent aller möglichen Stichproben sich im Bereich $\bar{a} \pm t \sigma_{\bar{x}}$ bewegen. So halten sich 68,3% in den Grenzen des einfachen Stichprobenfehlers, ergeben also Werte von $\bar{a} \pm \sigma_{\bar{x}}$, 95,5% liegen zwischen $\bar{a} \pm 2\sigma_{\bar{x}}$, bei 99,7% erhalten wir $\bar{a} \pm 3\sigma_{\bar{x}}$, und sozusagen 100% bleiben in den Limiten $\bar{a} \pm 4\sigma_{\bar{x}}$.

Haben wir so das Verteilungsgesetz bestimmt, können wir einen Rückschluss machen vom Stichprobenwert auf den wahren Wert, vorausgesetzt, dass σ , die mittlere quadratische Abweichung des Grundkollektivs – bei Verwendung des Korrekturfaktors auch N – bekannt sind oder hinreichend genau geschätzt werden können. Wir nehmen dann das Stichprobenmittel $\bar{x}$ als Ausgangspunkt und sagen – vereinfachend und mathematisch nicht genau zutreffend – dass mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit der wahre Wert zwischen $\bar{x} \pm t \sigma_{\bar{x}}$ liegt.

Ausgangspunkt der Streuungszerlegung ist die Quadratsumme der Abweichungen der Einzelwerte vom arithmetischen Mittel, also der Ausdruck $\Sigma(a - \bar{a})^2$ aus der Streuungsformel

$$\sigma^2 = \frac{1}{N-1} \Sigma (a - \bar{a})^2 \quad (4.7)$$

Wenn wir nun das Kollektiv in i Gruppen gliedern, zerfällt die gesamte Quadratsumme in die Quadratsummen zwischen den Gruppen und diejenige innerhalb der Gruppen

$$\Sigma(a - \bar{a})^2 = \Sigma N_i (\bar{a}_i - \bar{a})^2 + \Sigma (a_i - \bar{a}_i)^2 \quad (4.8)$$

Der erste Ausdruck rechts – die Quadratsumme zwischen den Gruppen – wird in der Weise festgehalten, dass die Differenz zwischen einem Gruppenmittel und dem Gesamtdurchschnitt ins Quadrat erhoben wird. Da die Gruppen aber jeweiligen N_i Einheiten zählen, müssen wir die quadratischen Abweichungen mit N_i multiplizieren, um die Quadratsumme zwischen den Gruppen zu erhalten.

Es bleibt die Quadratsumme innerhalb der Gruppen, die sich aus den quadrierten Differenzen der Einheiten zum Gruppenmittel zusammensetzt.

Wenn wir die Schichten i nach dem Merkmal k weiter gliedern, teilt sich die Summe der Quadrate innerhalb der Gruppen i wiederum auf in die Quadratsumme zwischen den Substrata ik und die

Quadratsumme innerhalb der Untergruppen ik . Der zweite Ausdruck rechts in der Formel (4.8) lautet dann

$$\Sigma(a_i - \bar{a}_i)^2 = \Sigma N_{ik}(\bar{a}_{ik} - \bar{a}_i)^2 + \Sigma(a_{ik} - \bar{a}_{ik})^2 \quad (4.9)$$

und die gesamte Quadratsumme kann folgendermassen zerlegt werden

$$\Sigma(a - \bar{a})^2 = \Sigma N_i(\bar{a}_i - \bar{a})^2 + \Sigma N_{ik}(\bar{a}_{ik} - \bar{a}_i)^2 + \Sigma(a_{ik} - \bar{a}_{ik})^2 \quad (4.10)$$

Wir können natürlich zum vornherein die Gruppierung ik als Einweg-Klassifikation bilden, und die Formel für die Streuungszersetzung lautet dann

$$\Sigma(a - \bar{a})^2 = \Sigma N_{ik}(\bar{a}_{ik} - \bar{a})^2 + \Sigma(a_{ik} - \bar{a}_{ik})^2 \quad (4.11)$$

Zwischen den Formeln (4.10) und (4.11) besteht lediglich der Unterschied, dass in der ersteren die Quadratsumme zwischen den Schichten durch zwei Teilsummen ausgewiesen wird, während sie in Formel (4.11) durch einen Wert dargestellt wird. Naturgemäss aber bleibt die Quadratsumme innerhalb der Gruppen ik dieselbe.

Wenn wir weiter gehen und auch noch nach dem Merkmal l unterscheiden, lauten die Formeln

$$\begin{aligned} \Sigma(a - \bar{a})^2 &= \Sigma N_i(\bar{a}_i - \bar{a})^2 + \Sigma N_{ik}(\bar{a}_{ik} - \bar{a}_i)^2 \\ &\quad + \Sigma N_{ikl}(\bar{a}_{ikl} - \bar{a}_{ik})^2 + \Sigma(a_{ikl} - \bar{a}_{ikl})^2 \end{aligned} \quad (4.12)$$

bzw. als Einweg-Klassifikation betrachtet,

$$\Sigma(a - \bar{a})^2 = \Sigma N_{ikl}(\bar{a}_{ikl} - \bar{a})^2 + \Sigma(a_{ikl} - \bar{a}_{ikl})^2 \quad (4.13)$$

Von dieser zerlegten Quadratsumme ausgehend, können wir nun auch die Streuung zwischen den Schichten und innerhalb der Schichten berechnen. Wir dividieren die Quadratsummen durch die Zahl der ihnen entsprechenden Freiheitsgrade, d.h. die Zahl der voneinander unabhängigen Elemente, und erhalten als Durchschnittsquadrate $\sigma_{\bar{z}S}^2$ (Streuung zwischen den Schichten) und σ_{iS}^2 (Streuung innerhalb der Schichten).

$$\text{Das Verhältnis } \frac{\sigma_{\bar{z}S}^2}{\sigma_{iS}^2} = F \quad (4.14)$$

liefert uns eine Masszahl dafür, wie weit das für die Schichtung verwendete Merkmal für die Unterschiede zwischen den Gruppenmitteln verantwortlich gemacht werden kann. Je weiter diese Mittelwerte auseinanderstreben, umso mehr wächst die Quadratsumme zwischen

den Schichten auf Kosten derjenigen innerhalb der Schichten, sodass die Wirkung der Stratifikation umso eindeutiger zu Tage tritt, je grösser der Wert für F ausfällt.

Mit der F -Verteilung ist uns ein Mittel in die Hand gegeben, den Zufall zu prüfen. Die Tafeln enthalten für die entsprechenden Freiheitsgrade die F -Werte mit einem bestimmten Wahrscheinlichkeitsgrad P . In der Praxis haben sich die Sicherheitsschwellen $P = 0,05$ und $P = 0,01$ herausgebildet. Liegen die berechneten Zahlen für F über den F -Werten der Sicherheitsschwelle $P = 0,05$, ist dies ein Hinweis darauf, dass die Differenz zwischen mindestens zwei Gruppendurchschnitten wesentlicher Natur ist, wird gar der Wert $F_{0,01}$ überstiegen, beurteilen wir den Unterschied als gesichert. Wir nehmen dabei allerdings in Kauf, dass wir in fünf, bzw. in einem von hundert Fällen eine zufällige Abweichung als signifikant ansehen werden.

Eine weitere Nutzenanwendung der Streuungszerlegung liegt in der Methode der geschichteten Stichprobe. Statt die Stichprobe aus dem ungeordneten Kollektiv zu ziehen, werden die Stichprobeneinheiten den einzelnen Schichten entnommen. Der gesamte Stichprobenfehler lässt sich dann in der Weise ermitteln, dass die Fehler der einzelnen Gruppen mit N_i^2 gewogen werden.

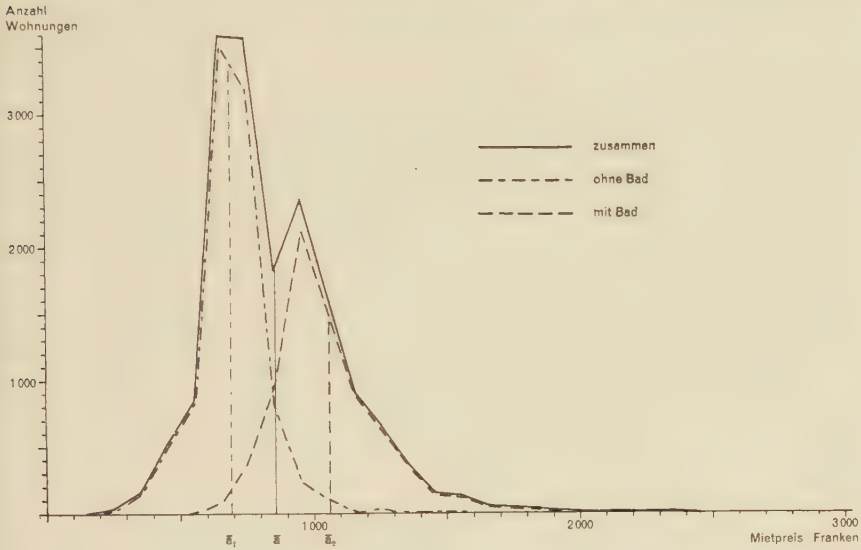
$$\sigma_{\bar{x}}^2 = \frac{1}{N^2} \sum N_i^2 \frac{\sigma_i^2}{n_i} (1 - f_i) \quad (4.15)$$

Der Vorteil der Stratifikation liegt nun darin, dass die Streuung zwischen den Schichten als Fehlerquelle ausscheidet. Aus diesem Grund wird – bei gleichem Umfang der Stichprobe – der gesamte Stichprobenfehler kleiner als bei einer Auswahl aus einer ungegliederten Gesamtheit. Dabei ist die Wirkung der Schichtung umso besser, je grösser die Streuung zwischen den Schichten und je kleiner sie innerhalb der Strata ausfällt, d. h. je homogener die gebildeten Gruppen werden.

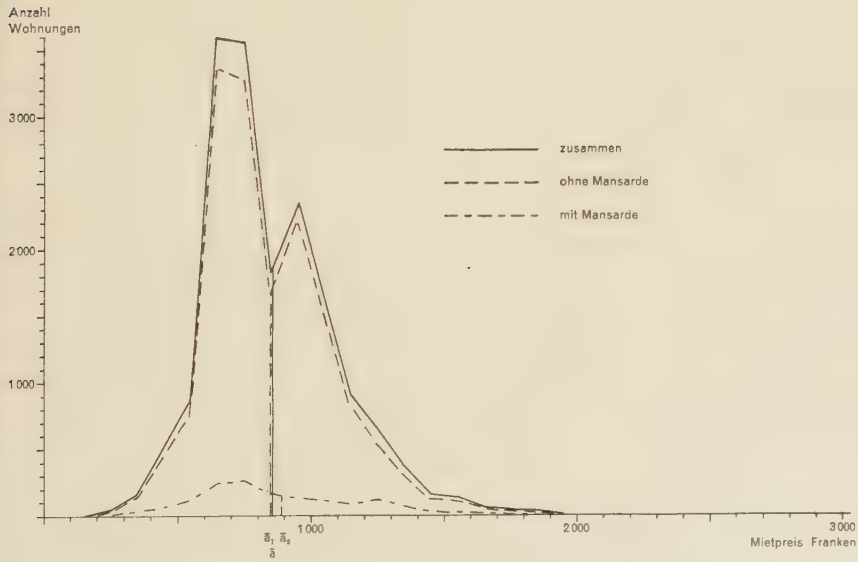
Wir greifen hier etwas vor und entnehmen unseren Untersuchungsergebnissen zwei äusserst instruktive Beispiele für die Wirkung der Schichtung. Dabei bedienen wir uns der Figuren 1 und 2.

Eine Gliederung nach Bad lässt die Zweizimmerwohnungen, die als Ganzes eine deutliche bimodale Häufigkeitsverteilung zeigen, in zwei homogene unimodale Gruppen zerfallen. Es wird aus der Darstellung auch deutlich, dass die Einheiten jeder Gruppe oder Schicht sich enger um ihr Gruppenmittel $\bar{a}_1$ bzw. $\bar{a}_2$ scharen als alle Einheiten um das Gesamtmittel $\bar{a}$. Daraus folgt, dass die Streuung innerhalb

Figur 1: Die Wohnungen mit zwei Zimmern nach Bad und Mietpreishöhe



Figur 2: Die Wohnungen mit zwei Zimmern nach Mansarde und Mietpreishöhe



jeder Gruppe kleiner sein muss als die Gesamtstreuung, und eine Stichprobe, separat aus den beiden Schichten gezogen, wird genauere Ergebnisse aufweisen als eine solche gleich grossen Umfangs aus der ungeschichteten Masse.

Dagegen stellt sich die Schichtung nach Mansarde als wenig wirksam dar. Abgesehen von dem relativ kleinen Anteil der Wohnungen mit Mansarde weichen die Mittel $\bar{a}_1$ und $\bar{a}_2$ der Strata kaum vom Gesamtdurchschnitt $\bar{a}$ ab, sodass die Stratifikation den Stichprobenfehler $\sigma_{\bar{x}}$ kaum zu verringern vermag.

5. KAPITEL

Die Streuungszerlegung

Es kann sich nun nicht darum handeln, die Streuungszerlegung nach allen uns bekannten Attributen durchzuführen. So fallen vor allem die Merkmale ausser Betracht, die nicht fest mit der Wohnung verbunden sind und die auf die Streuungsanalyse allenfalls nur einen mittelbaren und zudem wechselnden Einfluss ausüben würden:

Familienname, Vorname, Zivilstand, Hauptberuf, Stellung im Beruf, Art des Geschäftes (Frage 1, Wohnungsinhaber)

Mieter, Genossenschafter (Frage 3, Besitzverhältnis)

Sowohl der «Mieter» wie der «Genossenschafter» sind in der Regel Bewohner einer reinen Mietwohnung gemäss unserer Definition; die Unterscheidung bezieht sich also auf die Person des Mieters und nicht auf die Wohnung.

Name und Adresse des Hauseigentümers (Frage 3, Besitzverhältnis)

Hier könnte man sich allenfalls die Frage stellen, ob eine Stratifikation nach Wohnungen, die im Eigentum von Bau- und Immobiliengenossenschaften stehen, und den übrigen Objekten vorzunehmen sei. Die Baugenossenschaften sind als Eigentümer bei den vor 1940 erstellten Wohnungen schwach vertreten, während der genossenschaftliche Wohnungsbau in der letzten Bauperiode überwiegt. Eine Trennung würde somit im wesentlichen auf eine Teilung nur der letzten Bauperiode hinauslaufen und bei den andern Bauperioden kaum von Einfluss sein, sodass wir davon absehen.

Nicht zur Wohnung gehörende bewohnbare Räume (Frage 5, Wohnräume)

Alle Attribute unter Frage 6, Vermietung

Alle Attribute unter Frage 8, Bewohner

So bleibt uns zu überlegen, welche der übrigen, fest mit der Wohnung verbundenen Merkmale wir in die Streuungsanalyse einbeziehen wollen.

Strasse, Hausnummer, Stockwerk (Frage 1, Wohnungsinhaber)

Wir tragen der Wohnlage Rechnung, indem wir nach Wohnviertel gruppieren; die Hausnummer kann naturgemäss in unserm Zusammenhang kein Ordnungsprinzip darstellen, und die Stockwerke lassen wir ausser acht.

Gebäudeart⁶ (Frage 2, Gebäudeart – Baujahr)

Eine Gliederung nach Gebäudeart drängt sich nicht auf; die Einfamilienhäuser kommen in unserm Kollektiv nicht häufig vor, der Hauptteil der Wohnungen befindet sich in Mehrfamilienhäusern, ein kleiner Teil in Wohn- und Geschäftshäusern, während in andern Gebäuden mit Wohnung kaum reine Mietwohnungen zu finden sind.

Baujahr⁷ (Frage 2, Gebäudeart – Baujahr)

Die Bauperiode wird zur Schichtung herangezogen.

Die Zimmerzahl (Frage 5, Wohnräume) werden wir als Untersuchungsteilmasse behandeln, wobei unser Kollektiv bereits auf Zwei-, Drei- und Vierzimmerwohnungen beschränkt ist.

Wohndielen (Frage 5, Wohnräume) sind selten anzutreffen, sodass eine Gliederung nach diesem Merkmal entfällt.

Die Wohnungen mit Mansarden und Untergeschossräumen (Frage 5, Wohnräume) sind im gesamten Bestand nicht allzu stark vertreten. Da es sich hier aber doch um eine Frage der Wohnungsgrösse handelt, halten wir es für angebracht, dieses Merkmal in die Untersuchung einzubeziehen.

Bad (Frage 7, Wohnungsausstattung)

Dieses Attribut werden wir als hervorstechendes Ausstattungsmerkmal in die Untersuchung einbeziehen.

Abtritt, Heizungseinrichtung, Heizmaterial, Warmwasserversorgung, Kochherd (Frage 7, Wohnungsausstattung)

⁶ In Erweiterung der eidgenössischen Vorschriften wurden vier Gebäudearten unterschieden:

Einfamilienhaus

Mehrfamilienhaus (zu ausschliesslichen Wohnzwecken)

Wohn- und Geschäftshaus (Mehrfamilienhaus mit Geschäftslokalitäten)

andere Gebäude mit Wohnungen

⁷ Die Basler Auszählung weist sechs Bauperioden auf: bis 1870, 1871–1900, 1901–1920, 1921–1930, 1931–1939, 1940–1. Dezember 1950

Dem einzelnen dieser Ausstattungsmerkmale billigen wir nicht die Bedeutung zu, für sich allein wesentliches über den Zustand und damit den Preis einer Wohnung auszusagen, weshalb wir auf eine Unterscheidung nach diesen Kriterien verzichten.

Wasserleitungsanschluss, Waschhausbenützung (Frage 7, Wohnungsausstattung)

Bei unserm Kollektiv ist der Anschluss an eine Wasserleitung selbstverständlich und das Vorhandensein einer Waschküche die Regel, sodass eine Gliederung nach diesen Merkmalen entfällt.

Von diesen Gedankengängen ausgehend, werden wir die Streuungsanalyse nach Mansarde, Bad⁸, Bauperiode und Wohnviertel vornehmen und berechnen vorerst die hierfür notwendigen Werte für die drei Teilgesamtheiten, d.h. für die Wohnungen mit zwei, drei und vier Zimmern.

Die Mietpreishöhe stellen wir in Klassen von 100 zu 100 Franken dar. Wir machen dabei die Annahme, dass alle Einheiten der gleichen Stufe den Mietzins aufweisen, der der Klassenmitte entspricht. Diese zeigt z.B. für die Wohnungen der Gruppe 800–899 Franken den Wert von 849.50 Franken, da es sich bei den Angaben um auf ganze Franken gerundete Werte handelt und demnach die wirklichen Beträge zwischen 799,5 und 899,5 Franken liegen.

Tabelle 5.1: Quadratsummen, Freiheitsgrade, Streuung, mittlere quadratische Abweichung, arithmetisches Mittel für Wohnungen mit zwei, drei und vier Zimmern

	Zweizimmer- wohnungen	Dreizimmer- wohnungen	Vierzimmer- wohnungen
Quadratsumme	1 165 709 468	3 451 128 977	2 181 840 737
Freiheitsgrade ($N - 1$)	17 017	22 322	6 011
Streuung σ^2	68 503	154 607	362 976
mittlere quadratische Abweichung σ	261,7	393,2	602,5
arithmetisches Mittel $\bar{a}$	853,9	1 213,5	1 654,8

Wir haben also bei unsern Resultaten zu beachten, dass wir nicht vom wirklichen Klassendurchschnitt ausgehen, sondern von der Klassenmitte, und dass wegen der Reduktion aller Werte auf die

⁸ Die Wohnungen mit gemeinschaftlichem Bad werden den Wohnungen ohne Bad zugeteilt.

ihnen entsprechende Stufenmitte die Abweichungen innerhalb der einzelnen Mietpreisklassen unberücksichtigt bleiben. Ebenso differieren die unter der gleichen Voraussetzung berechneten Mittelwerte etwas von den wirklichen Durchschnittswerten.

A. Die Schichtung nach Mansarde

Der Tabelle 5.1 können wir die Quadratsumme aller Abweichungen entnehmen, ebenso ist in dieser Tabelle der jeweilige Mittelwert verzeichnet. Wenn wir nun die Durchschnitte der Wohnungen mit und ohne Mansarde errechnen (Tabelle 5.2), verfügen wir über die Elemente, die uns die Berechnung der Zwischenschichtstreuung möglich machen.

Tabelle 5.2: Die durchschnittlichen Mietpreise und die Zahl der Wohnungen mit und ohne Mansarde

	Zweizimmer- wohnungen		Dreizimmer- wohnungen		Vierzimmer- wohnungen	
	N	$\bar{a}$	N	$\bar{a}$	N	$\bar{a}$
ohne Mansarde	15 584	850,5	18 732	1 196,7	4 234	1 567,3
mit Mansarde	1 434	891,3	3 591	1 301,6	1 778	1 863,3

Tabelle 5.3: Die Streuungszerlegung bei der Schichtung nach Mansarde

	Quadrat- summe Q^S	Freiheits- grade d	Durchschnitts- quadrat σ^2
		2 Zimmer	
zwischen Mansarde	2 194 500	1	2 194 500
innerhalb Mansarde	1 163 515 000	17 016	68 378
zusammen	1 165 709 500	17 017	68 503
		3 Zimmer	
zwischen Mansarde	33 164 500	1	33 164 500
innerhalb Mansarde	3 417 964 500	22 321	153 128
zusammen	3 451 129 000	22 322	154 607
		4 Zimmer	
zwischen Mansarde	109 725 000	1	109 725 000
innerhalb Mansarde	2 072 115 700	6 010	344 778
zusammen	2 181 840 700	6 011	362 976

Wir ermitteln den Ausdruck $\sum N_i (\bar{a}_i - \bar{a})^2$ – siehe Formel (4.8) – indem wir die Differenzen zwischen den Gruppenmitteln und dem Gesamtdurchschnitt quadrieren und mit der Gruppenhäufigkeit multiplizieren; die Summe dieser Produkte ergibt die Quadratsumme zwischen den Schichten, die, wenn sie von der Gesamtquadratsumme abgezogen wird, zur Quadratsumme innerhalb der Schichten führt.

Schon aus diesen Zahlen ist ersichtlich, dass die Gliederung nach Mansarde keinen nennenswerten Schichtungseffekt zeitigt, denn die Streuung innerhalb der Schichten – die für die Grösse des Stichprobenfehlers relevant ist – vermindert sich um ein wenig: Einerseits fallen die Abstände der Gruppenmittel zum entsprechenden Gesamtdurchschnitt nicht sehr hoch aus, andererseits ist die Zahl der Wohnungen mit Mansarde gering.

Für die Wirkung der Stratifikation steht uns eine Masszahl, die Präzision, zur Verfügung, die sich aus dem Verhältnis $\frac{\sigma^2 \text{ der Gesamtheit}}{\sigma^2 \text{ innerhalb der Schichten}}$ herleitet. Wir kommen dann auf folgende Werte:

	Präzision
Zweizimmerwohnungen	1,002
Dreizimmerwohnungen	1,01
Vierzimmerwohnungen	1,05

Dies heisst nun nicht, dass der Mansardenzubehör keinen Einfluss auf die Mietpreishöhe hätte. Der *F*-Test erlaubt uns zu prüfen, ob die Unterschiede der Durchschnittsquadrate wesentlicher Art sind.

	<i>F</i>	<i>F</i> _{0,01}
Zweizimmerwohnungen	32	6,64
Dreizimmerwohnungen	217	
Vierzimmerwohnungen	318	

Die Zahlen für *F* sind grösser als die Werte für *F*_{0,01} und liegen also jenseits der Bedeutungsschwelle. Daraus erhellt, dass die Differenzen zwischen den Durchschnittsmieten von Wohnungen mit und ohne Mansarde nicht dem Zufall zuzuschreiben sind, auch wenn die Schichtung kaum eine nennenswerte Wirkung nach sich zieht.

B. Die Schichtung nach Bad

Tabelle 5.4: Die durchschnittlichen Mietpreise und die Zahl der Wohnungen mit und ohne Bad

	Zweizimmer- wohnungen		Dreizimmer- wohnungen		Vierzimmer- wohnungen	
	<i>N</i>	$\bar{a}$	<i>N</i>	$\bar{a}$	<i>N</i>	$\bar{a}$
ohne Bad	9 498	691,6	7 949	888,7	999	1 042,8
mit Bad	7 520	1 058,9	14 374	1 393,2	5 013	1 776,8

Tabelle 5.5: Die Streuungszerlegung bei der Schichtung nach Bad

	<i>QS</i>	<i>d</i>	σ^2
		2 Zimmer	
zwischen Bad	566 217 200	1	566 217 200
innerhalb Bad	599 492 300	17 016	35 231
zusammen	1 165 709 500	17 017	68 503
		3 Zimmer	
zwischen Bad	1 302 952 800	1	1 302 952 800
innerhalb Bad	2 148 176 200	22 321	96 240
zusammen	3 451 129 000	22 322	154 607
		4 Zimmer	
zwischen Bad	448 758 300	1	448 758 300
innerhalb Bad	1 733 082 400	6 010	288 366
zusammen	2 181 840 700	6 011	362 976

	Präzision	<i>F</i>	$F_{0,01}$
Zweizimmerwohnungen	1,94	16 072	6,64
Dreizimmerwohnungen	1,61	13 539	
Vierzimmerwohnungen	1,26	1 556	

Das Ergebnis der Gruppenbildung ist augenfällig, beträgt doch bei den Zweizimmerwohnungen die Quadratsumme der Abweichungen zwischen den Strata beinahe die Hälfte der gesamten Summe der Quadrate; bei den Wohnungen mit drei Zimmern ist die Wirkung schon schwächer.

Dass bei den Objekten mit vier Zimmern die Verbesserung mässig ausfällt, lässt sich in erster Linie aus der verhältnismässig kleinen Zahl der Wohnungen ohne Bad – ein Sechstel des Bestandes – begründen. Deshalb vermag auch bei einer absoluten Mietpreisdifferenz von

734 Franken zwischen den Wohnungen mit und ohne Bad die Zwischenschichtstreuung nicht so stark ansteigen, um einen grösseren Effekt zu zeitigen.

Die Werte für F' befinden sich weit über der Sicherheitsschwelle, womit der Einfluss des Badzubehörs – wie als selbstverständlich zu erwarten war – als gesichert gilt.

C. Die Schichtung nach Bauperiode

Da die Bauperioden I und II Mittelwerte aufweisen, die einander äusserst nahe kommen, fassen wir diese beiden Gruppen zusammen und erhalten dann folgendes Bild:

Tabelle 5.6: Die durchschnittlichen Mietpreise und die Zahl der Wohnungen nach fünf Bauperioden

Bauperioden	Zweizimmer- wohnungen		Dreizimmer- wohnungen		Vierzimmer- wohnungen	
	N	$\bar{a}$	N	$\bar{a}$	N	$\bar{a}$
bis 1900	4 679	691,8	6 569	955,5	1 788	1 327,6
1901–1920	4 165	717,9	4 385	1 024,5	1 116	1 483,5
1921–1930	2 326	853,0	3 310	1 152,1	672	1 583,3
1931–1939	4 504	1 011,7	2 950	1 360,6	550	1 952,8
1940–1950	1 344	1 312,4	5 109	1 662,5	1 886	2 005,0

Tabelle 5.7: Die Streuungszzerlegung bei der Schichtung nach fünf Bauperioden

	QS	d	σ^2
		2 Zimmer	
zwischen Bauperioden	594 752 400	4	148 688 093
innerhalb Bauperioden	570 957 100	17 013	33 560
zusammen	1 165 709 500	17 017	68 503
		3 Zimmer	
zwischen Bauperioden	1 700 013 300	4	425 003 320
innerhalb Bauperioden	1 751 115 700	22 318	78 462
zusammen	3 451 129 000	22 322	154 607
		4 Zimmer	
zwischen Bauperioden	507 666 800	4	126 916 690
innerhalb Bauperioden	1 674 173 900	6 007	278 704
zusammen	2 181 840 700	6 011	362 976

	Präzision	F	$F_{0,01}$
Zweizimmerwohnungen	2,04	4 431	3,32
Dreizimmerwohnungen	1,97	5 417	
Vierzimmerwohnungen	1,30	455	

Die Gruppierung nach Bauperioden erweist sich als noch wirksamer als diejenige nach Bad. Bei den Zweizimmerwohnungen wird die Quadratsumme zwischen den Schichten grösser als diejenige innerhalb der Gruppen, und bei den Wohnungen mit drei Zimmern ist beinahe die gleiche Verbesserung festzustellen. Dagegen fällt die Präzision bei den Vierzimmerwohnungen stark ab, obwohl sich hier die Wohnungen auf die verschiedenen Bauperioden ähnlich verteilen wie bei den Zwei- und Dreizimmerwohnungen. Die Erklärung dürfte darin liegen, dass bei den Vierzimmerwohnungen ungleichen Alters die Unterschiede in der Ausstattung nicht so ausgeprägt sind wie bei den Objekten mit zwei und drei Zimmern, sodass die Zeit der Erbauung weniger auf die Mietpreishöhe einwirkt.

D. Die Schichtung nach Wohnvierteln

Tabelle 5.8: Die durchschnittlichen Mietpreise und die Zahl der Wohnungen nach Wohnvierteln

Wohnviertel	Zweizimmer- wohnungen		Dreizimmer- wohnungen		Vierzimmer- wohnungen	
	N	$\bar{a}$	N	$\bar{a}$	N	$\bar{a}$
1 Altstadt Grossbasel	329	794,5	250	1 113,1	121	1 575,1
2 Vorstädte	452	853,3	548	1 392,4	289	1 802,4
3 Am Ring	422	946,9	873	1 278,5	486	1 760,0
4 Breite	1 022	806,0	1 260	1 165,1	153	1 482,8
5 St. Alban	456	1 297,5	871	1 670,5	371	2 405,6
6 Gundeldingen	1 608	893,8	3 027	1 126,0	707	1 517,1
6A Bruderholz	152	1 121,2	467	1 535,4	254	2 032,2
7 Bachletten	800	1 108,4	1 727	1 478,6	483	2 009,3
8 Gotthelf	679	846,8	1 251	1 146,2	303	1 470,0
9 Iselin	2 101	929,8	2 345	1 234,3	433	1 614,9
10 St. Johann	2 497	802,0	2 067	1 106,3	338	1 553,3
11 Altstadt Kleinbasel	444	686,7	334	923,2	113	1 273,4
12 St. Clara	320	738,2	501	1 027,7	139	1 363,2
13 Wettstein	500	1 065,7	1 129	1 386,7	257	1 691,9
14 Hirzbrunnen	336	912,9	1 126	1 314,9	365	1 462,9

Tabelle 5.8: Die durchschnittlichen Mietpreise und die Zahl der Wohnungen nach Wohnvierteln (Fortsetzung)

15	Rosental	733	772,4	716	1 045,0	122	1 277,4
16	St. Matthäus	2 312	711,1	1 993	932,0	396	1 204,8
17	Klybeck	1 347	765,8	700	1 114,5	144	1 480,8
18	Kleinhüningen	156	795,7	267	1 056,6	30	959,5
19	Riehen	345	848,1	849	1 364,3	505	1 690,5
20	Bettingen	7	720,9	22	885,9	3	916,2

Tabelle 5.9: Die Streuungszerlegung bei der Schichtung nach Wohnvierteln

	Q^S	d	σ^2
		2 Zimmer	
zwischen Wohnvierteln	284 419 000	20	14 220 951
innerhalb Wohnvierteln	881 290 500	16 997	51 850
zusammen	1 165 709 500	17 017	68 503
		3 Zimmer	
zwischen Wohnvierteln	736 174 800	20	36 808 740
innerhalb Wohnvierteln	2 714 954 200	22 302	121 736
zusammen	3 451 129 000	22 322	154 607
		4 Zimmer	
zwischen Wohnvierteln	511 656 100	20	25 582 807
innerhalb Wohnvierteln	1 670 184 600	5 991	278 782
zusammen	2 181 840 700	6 011	362 976
	<i>Präzision</i>	F	$F_{0,01}$
Zweizimmerwohnungen	1,32	274	1,87
Dreizimmerwohnungen	1,27	302	
Vierzimmerwohnungen	1,30	92	

Die Ergebnisse der F -Prüffunktion zeigen, dass der Standort der Wohnungen unverkennbar einen signifikanten Einfluss ausübt. Hin- gegen ist die Wirkung der Schichtung wider Erwar ten nicht sehr aus- geprägt, aber – im Gegensatz zur Stratifikation nach Bad und Bau- periode – für alle drei Wohnungsgrößen gleichmässig.

Wir wollen nun versuchen, Gruppen von Wohnvierteln zu bilden, ohne die Präzision herabzusetzen⁹. Es wäre naheliegend, nach rein regionalen Gesichtspunkten vorzugehen und die Wahl so zu treffen, dass einander benachbarte Wohnviertel in derselben Kategorie vereinigt sind. Die Unterschiede sind aber selbst zwischen Wohnvierteln, die aneinanderstossen, gross genug, um durch eine auf diese Weise entstandene Zusammenfassung in wenige Gruppen den Vorteil der Schichtung erheblich zu vermindern.

Diesen rein regionalen Aspekt lassen wir deshalb ausser acht und trachten danach, systematisch eine Gruppierung zu finden, die bei möglichst wenigen verbleibenden Kategorien die Zwischenschichtstreuung nicht stark verringert.

In den Tabellen 5.10 und 5.11 haben wir die Wohnviertel nach der Grösse der Abweichung ihres Mittelwertes vom Durchschnitt der Gesamtheit geordnet. Neben diesen Differenzen stehen die Anzahl Einheiten und die jeweilige Quadratsumme zwischen der Schicht verzeichnet. Fassen wir nun je zwei übereinanderstehende Wohnviertel zusammen, erhalten wir die für diese Kombinationen gültigen neuen Differenzen $\bar{a}_i - \bar{a}$ und Häufigkeiten N_i , aus denen wir die Quadratsumme $N_i(\bar{a}_i - \bar{a})^2$ berechnen. Der Unterschied zwischen dem Total der Quadratsummen zweier in der Tabelle benachbarter Wohnviertel und der Quadratsumme, die aus deren Zusammenfassung resultiert, entspricht dem Betrag, um den bei der Kombination die Zwischenschichtquadratsumme vermindert wird.

Die beiden Wohnviertel, bei denen diese Reduktion am kleinsten ausfällt, werden alsdann in einer Kategorie vereinigt. Nach unsern Tabellen werden demnach bei den Wohnungen mit zwei Zimmern zuerst die Wohnviertel 8 und 19 kombiniert, bei den Dreizimmerwohnungen die Wohnviertel 1 und 17. An die Stelle der Zahlen der beiden ursprünglichen Wohnviertel treten nun in den Kolonnen $\bar{a}_i - \bar{a}$, N_i und Quadratsumme die Werte der neugebildeten Gruppe; hierauf rechnen wir wieder $\bar{a}_i - \bar{a}$, N_i und Quadratsumme', die sich bei der Verschmelzung der neugeschaffenen Gruppe mit den oben und unten angrenzenden Wohnvierteln ergeben, und wiederum wird die Zusammenfassung berücksichtigt, die in der letzten Kolonne

⁹ In Anbetracht der Tatsache, dass die Vierzimmerwohnungen einen relativ kleinen Teil des ganzen Kollektivs ausmachen, stellen wir die Zusammenfassung nach Wohnviertelgruppen bei dieser Kategorie aus und behalten uns vor, je nach dem Ergebnis bei den Zwei- und Dreizimmerwohnungen darauf zurückzukommen.

Tabelle 5.10: Die Berechnung der Zwischenschichtquadratsummen für die Wohnungen mit zwei Zimmern bei der Schichtung nach Wohnvierteln

Wohn- viertel	$\bar{a}_i - \bar{a}$	N_i	QS $N_i(\bar{a}_i - \bar{a})^2$	$\bar{a}_i - \bar{a}$	N_i	QS' $N_i(\bar{a}_i - \bar{a})^2$	Diff. $QS - QS'$
11	-167,2	444	12 419 800	-146,7	2 756	59 327 900	224 600
16	-142,8	2 312	47 132 700	-142,8	2 319	47 255 700	800
20	-133,0	7	123 800	-116,0	327	4 402 400	2 100
12	-115,7	320	4 280 700	-93,4	1 667	14 532 900	198 000
17	-88,1	1 347	10 450 200	-85,8	2 080	15 298 000	19 800
15	-81,5	733	4 867 600	-74,7	1 062	5 919 700	109 900
1	-59,4	329	1 162 000	-59,0	485	1 691 100	400
18	-58,3	156	529 500	-52,3	2 653	7 262 300	6 100
10	-52,0	2 497	6 738 900	-50,8	3 519	9 077 600	11 100
4	-48,0	1 022	2 349 800	-31,6	1 701	1 701 900	681 700
8	-7,1	679	33 800	-6,7	1 024	45 500	100
19	-5,9	345	11 800	-2,9	797	6 800	5 200
2	-0,7	452	200	31,0	2 060	1 977 200	579 100
6	39,9	1 608	2 556 100	43,2	1 944	3 622 800	102 100
14	59,0	336	1 168 800	73,6	2 437	13 197 600	84 300
9	76,0	2 101	12 113 100	78,8	2 523	15 658 500	102 900
3	93,0	422	3 648 300	157,4	922	22 845 200	3 230 600
13	211,8	500	22 427 500	238,0	1 300	73 668 100	563 400
7	254,5	800	51 804 000	256,5	952	62 644 000	20 300
6A	267,3	152	10 860 300	399,5	608	97 056 400	3 544 100
5	443,6	456	89 740 200				

Tabelle 5.11: Die Berechnung der Zwischenschichtquadratsummen für die Wohnungen mit drei Zimmern bei der Schichtung nach Wohnvierteln

Wohn- viertel	$\bar{a}_i - \bar{a}$	N_i	QS $N_i(\bar{a}_i - \bar{a})^2$	$\bar{a}_i - \bar{a}$	N_i	QS' $N_i(\bar{a}_i - \bar{a})^2$	Diff. $QS - QS'$
20	-327,7	22	2 362 200	-292,7	356	30 497 600	29 600
11	-290,4	334	28 165 000	-282,8	2 327	186 077 400	17 300
16	-281,5	1 993	157 929 700	-262,3	2 494	171 564 300	3 660 700
12	-185,8	501	17 295 300	-175,6	1 217	37 539 500	87 000
15	-168,5	716	20 331 200	-165,4	983	26 879 100	26 700
18	-156,9	267	6 574 600	-112,9	2 334	29 739 600	584 200
10	-107,2	2 067	23 749 200	-106,5	2 317	26 260 200	11 000
1	-100,4	250	2 522 000	-99,4	950	9 388 100	100
17	-99,0	700	6 866 200	-89,7	3 727	30 001 200	72 400
6	-87,6	3 027	23 207 400	-81,6	4 278	28 513 300	363 600
8	-67,3	1 251	5 669 500	-57,8	2 511	8 397 500	224 800
4	-48,4	1 260	2 952 800	-3,4	3 605	42 500	3 918 900
9	20,7	2 345	1 008 600	32,7	3 218	3 447 400	1 242 800
3	64,9	873	3 681 600	85,4	1 999	14 589 300	651 500
14	101,3	1 126	11 559 200	122,6	1 975	29 680 900	1 185 100
19	150,8	849	19 306 800	163,6	1 978	52 915 300	243 900
13	173,2	1 129	33 852 400	175,0	1 677	51 369 900	9 600
2	178,8	548	17 527 100	244,3	2 275	135 788 800	3 099 300
7	265,1	1 727	121 361 000	277,2	2 194	168 550 100	1 180 200
6A	321,8	467	48 369 300	409,8	1 338	224 698 400	5 554 500
5	457,0	871	181 883 600				

Tabelle 5.12: Zwischenschichtquadratsummen für die Wohnungen mit zwei Zimmern bei der Schichtung nach fünf Wohnviertelgruppen

Wohn- viertel	$\bar{a}_i - \bar{a}$	N_i	$\frac{QS}{N_i(\bar{a}_i - \bar{a})^2}$	$\bar{a}_{i'} - \bar{a}$	$N_{i'}$	$\frac{QS'}{N_{i'}(\bar{a}_{i'} - \bar{a})^2}$	Diff. $QS - QS'$
11 16 20 12	-143,5	3 083	63 459 200				
17 15 1				- 78,5	10 643	65 534 300	18 335 400
18 10 4 8							
19 2				- 9,2	12 027	1 006 700	37 296 800
6 14 9 3	63,3	4 467	17 893 000				
13 7 6A				106,9	5 919	67 652 400	34 651 200
5	443,6	456	89 740 200	289,5	1 908	159 920 900	14 229 900

Tabelle 5.13: Zwischenschichtquadratsummen für die Wohnungen mit drei Zimmern bei der Schichtung nach fünf Wohnviertelgruppen

Wohn- viertel	$\bar{a}_i - \bar{a}$	N_i	$\frac{QS}{N_i(\bar{a}_i - \bar{a})^2}$	$\bar{a}_{i'} - \bar{a}$	$N_{i'}$	$\frac{QS'}{N_{i'}(\bar{a}_{i'} - \bar{a})^2}$	Diff. $QS - QS'$
20 11 16 12	-283,2	2 349	188 395 000				
15 18 10 1				-133,0	12 388	219 000 000	65 436 100
17 6 8 4							
9 3 14				- 53,0	14 383	40 417 700	66 706 200
19 13 2 7 6A	50,5	4 344	11 082 800				
				137,8	9 064	172 114 500	63 570 000
5	457,0	871	181 883 600	255,4	5 591	364 553 300	41 932 000

mit dem kleinsten Wert vertreten ist. So kommen wir fortschreitend zu dem Bild, wie wir es in den Tabellen 5.12 und 5.13 zeigen.

Als nächste Gruppierung kämen die beiden untersten Kategorien in Betracht (Wohnviertel 5 mit den Wohnvierteln 13, 7, 6 A, bzw. 5 mit 19, 13, 2, 7, 6 A). Doch brechen wir hier unsere Operationen ab, denn durch ein weiteres Fortschreiten würde die Präzision eine merkliche Einbusse erleiden.

Die Streuungszerlegung sieht dann folgendermassen aus:

Tabelle 5.14: Die Streuungszerlegung bei der Schichtung nach fünf Wohnviertelgruppen

	<i>QS</i>	<i>d</i>	σ^2
		2 Zimmer	
zwischen Wohnviertelgruppen	275 913 500	4	68 978 375
innerhalb Wohnviertelgruppen	889 796 000	17 013	52 301
zusammen	1 165 709 500	17 017	68 503
		3 Zimmer	
zwischen Wohnviertelgruppen	702 004 200	4	175 501 050
innerhalb Wohnviertelgruppen	2 749 124 800	22 318	123 180
zusammen	3 451 129 000	22 322	154 607
	<i>Präzision</i>	<i>F</i>	$F_{0,01}$
Zweizimmerwohnungen	1,31	1 319	} 3,32
Dreizimmerwohnungen	1,26	1 425	

Die Reduktion der 21 Wohnviertel auf fünf Gruppen vergrössert die Streuung innerhalb der Strata praktisch nicht, ebenso bleibt der nicht-zufällige Einfluss dieses Merkmals bestehen.

Aus der Tabelle 5.15 lässt sich ersehen, dass in den entstandenen Wohnviertelgruppen nicht nur einander benachbarte Wohnviertel vereinigt sind, woraus folgt, dass eine Zusammenfassung nach rein regionalen Gesichtspunkten nicht optimal zu wirken braucht.

Tabelle 5.15: Die räumliche Verteilung der Wohnviertel in den fünf Wohnviertelgruppen

Gruppe	Wohnviertel	
	benachbart	isoliert ¹⁰
2 Zimmer		
1	Altstadt Kleinbasel St. Clara St. Matthäus	Bettingen
2	Altstadt Grossbasel Vorstädte Breite St. Johann Rosental Klybeck Kleinhüningen	Gotthelf Riehen
3	Am Ring Gundeldingen Iselin	Hirzbrunnen
4		Bruderholz Bachletten Wettstein
5		St. Alban
3 Zimmer		
1	Altstadt Kleinbasel St. Matthäus	Bettingen
2	St. Johann St. Clara Rosental Klybeck Kleinhüningen	Altstadt Grossbasel Breite Gundeldingen Gotthelf
3	Am Ring Iselin	Hirzbrunnen
4	Vorstädte Wettstein	Bruderholz Bachletten Riehen
5		St. Alban

E. Die Schichtung nach Merkmalskombinationen

Wir gehen in diesem Abschnitt dazu über, die Streuungszerlegung an dem nach Merkmalskombinationen gegliederten Material vorzunehmen.

¹⁰ Der Rhein wird nicht als Grenze betrachtet.

Nach den Ergebnissen der bisherigen Analyse fällt bei der Bauperiode und dem Badzubehör der Schichtungseffekt bei Zwei- und Dreizimmerwohnungen erheblich ins Gewicht. Als eher mässig zu bezeichnen ist er bei dem Merkmal des Wohnviertels bei allen drei Wohnungsgrössen, doch interessiert uns auch, wie weit die Einflüsse der Wohnlage sich noch bemerkbar machen, wenn das Kollektiv bereits nach Badzubehör, Bauperiode und der Kombination dieser beiden Attribute aufgeteilt ist. Die Schichtung nach Mansarde werden wir beiseite lassen, denn diese Gliederung ist nicht geeignet, die Streuung innerhalb der Strata wesentlich zu verkleinern.

Wir werden also die folgenden Attribute berücksichtigen: Zimmerzahl, Bauperiode in fünf Gruppen, Bad, Wohnviertel in fünf Gruppen¹¹.

Zuerst ordnen wir unser Kollektiv nach den mit den vorgesehenen Attributen möglichen Kombinationen und berechnen die Werte, derer wir zu unsern weiteren Untersuchungen bedürfen.

Mit Hilfe der Tabelle 5.16 lässt sich nun die Streuungsanalyse für die Stratifikation nach Merkmalskombinationen durchführen. Die erste Aufteilung nach einem Merkmal wollen wir die erste Schichtung nennen, die Gliederung der so entstandenen Gruppen nach einem zweiten Merkmal die zweite Schichtung (vgl. Formel 4.10) und analog die weitere Gruppierung der im zweiten Arbeitsgang gebildeten Kategorien die dritte Schichtung. Die erste Stratifikation schafft also eine Aufteilung, die nur nach einem Attribut bestimmt ist, bei der zweiten Schichtung bilden sich Gruppen von Elementen, die zwei Merkmale auf sich vereinigen, und die dritte Schichtung lässt Kategorien entstehen, deren Einheiten drei Attribute aufweisen.

Selbstverständlich könnte die Streuungszerlegung für Schichtungen nach Merkmalskombinationen auch in einem Arbeitsgang vorgenommen werden; die Zwischenschichtquadratsumme würde dann auf die Weise festgehalten, dass die Abweichungen der Gruppendurchschnitte vom Gesamtmittel als Berechnungsgrundlage dienen (vgl. Formel 4.13).

Um zu Schlüssen betreffend die Anlage der Stichprobe zu gelangen, fassen wir die aus der Streuungsanalyse (Tabellen 5.17 bis 5.19) gewonnenen Masszahlen der Präzision in Tabelle 5.20 zusammen.

¹¹ Nur für die Zwei- und Dreizimmerwohnungen

Wenn nur nach einem Merkmal geschichtet werden soll, verbürgt bei den Zwei- und Dreizimmerwohnungen unzweifelhaft das Attribut der Bauperiode die besten Ergebnisse. Die Stratifikation nach Bad ist bei den Zweizimmerwohnungen derjenigen nach Bauperiode beinahe ebenbürtig, bei den Objekten mit drei Zimmern mit Abstand an zweiter Stelle. Eine Aufgliederung nach Wohnvierteln lässt bei beiden Wohnungsgrößen auf eine schwache Wirkung schliessen. Bei den Vier-

Tabelle 5.16: Durchschnittliche Mietpreise und Zahl der Wohnungen nach Zimmerzahl, Bauperiode, Bad und Wohnviertelgruppe

Gruppe	Zweizimmer- wohnungen		Dreizimmer- wohnungen		Vierzimmer- wohnungen	
	<i>N</i>	$\bar{a}$	<i>N</i>	$\bar{a}$	<i>N</i>	$\bar{a}$
Bauperiode bis 1900						
ohne Bad	4 259	658,3	5 345	886,8	798	1 048,2
Wohnviertelgruppe 1	1 643	648,3	1 415	875,4	.	.
2	1 735	642,8	2 495	877,1	.	.
3	729	702,7	783	912,1	.	.
4	130	714,1	593	909,9	.	.
5	22	817,7	59	1 003,7	.	.
mit Bad	420	1 032,4	1 224	1 255,5	990	1 552,8
Wohnviertelgruppe 1	79	1 012,8	164	1 116,6	.	.
2	177	1 017,3	445	1 219,4	.	.
3	111	1 027,9	300	1 335,8	.	.
4	33	995,0	258	1 282,8	.	.
5	20	1 329,5	57	1 391,6	.	.
Bauperiode 1901–1920						
ohne Bad	3 823	699,6	2 162	887,6	136	1 026,0
Wohnviertelgruppe 1	942	692,4	409	894,2	.	.
2	1 897	679,0	1 332	890,4	.	.
3	915	736,3	283	857,3	.	.
4	61	870,8	131	899,1	.	.
5	8	949,5	7	963,8	.	.
mit Bad	342	921,4	2 223	1 157,7	980	1 547,0
Wohnviertelgruppe 1	18	982,8	114	1 078,4	.	.
2	190	883,2	1 544	1 143,2	.	.
3	96	899,5	222	1 165,3	.	.
4	35	1 115,2	332	1 233,5	.	.
5	3	1 416,2	11	1 567,7	.	.

Tabelle 5.16: Durchschnittliche Mietpreise und Zahl der Wohnungen nach Zimmerzahl, Bauperiode, Bad und Wohnviertelgruppe (Fortsetzung)

Gruppe	Zweizimmer- wohnungen		Dreizimmer- wohnungen		Vierzimmer- wohnungen	
	<i>N</i>	$\bar{a}$	<i>N</i>	$\bar{a}$	<i>N</i>	$\bar{a}$
Bauperiode 1921–1930						
ohne Bad	992	763,1	311	892,9	20	1 079,5
Wohnviertelgruppe 1	61	698,7	24	866,2	.	.
2	763	753,3	161	906,6	.	.
3	91	813,2	31	878,5	.	.
4	45	922,8	33	885,9	.	.
5	32	752,6	62	878,5	.	.
mit Bad	1 334	919,9	2 999	1 178,9	652	1 598,7
Wohnviertelgruppe 1	51	927,9	87	1 126,5	.	.
2	700	896,6	1 590	1 159,0	.	.
3	413	912,0	563	1 099,4	.	.
4	147	1 017,5	702	1 282,8	.	.
5	23	1 127,8	57	1 321,4	.	.
Bauperiode 1931–1939						
ohne Bad	320	777,3	17	1 061,3	4	1 224,5
Wohnviertelgruppe 1	25	765,5	–	–	.	.
2	218	757,8	5	1 149,5	.	.
3	43	814,6	5	1 069,5	.	.
4	32	874,5	5	1 029,5	.	.
5	2	699,5	2	899,5	.	.
mit Bad	4 184	1 029,6	2 933	1 362,3	546	1 958,1
Wohnviertelgruppe 1	215	977,9	100	1 177,5	.	.
2	1 361	981,7	1 020	1 317,2	.	.
3	1 699	1 030,1	696	1 338,6	.	.
4	705	1 101,7	849	1 432,0	.	.
5	204	1 151,5	268	1 443,5	.	.
Bauperiode 1940–1950						
ohne Bad	104	815,8	114	959,1	41	956,8
Wohnviertelgruppe 1	–	–	–	–	.	.
2	66	788,9	55	915,0	.	.
3	29	756,4	46	1 001,7	.	.
4	9	1 205,1	13	995,7	.	.
5	–	–	–	–	.	.
mit Bad	1 240	1 354,1	4 995	1 678,5	1 845	2 028,2
Wohnviertelgruppe 1	49	1 139,3	36	1 066,2	.	.
2	453	1 227,0	1 392	1 530,3	.	.
3	341	1 328,4	1 415	1 587,0	.	.
4	255	1 433,4	1 804	1 771,7	.	.
5	142	1 753,0	348	2 224,2	.	.

Tabelle 5.17: Die Streuungszerlegung der Wohnungen mit zwei Zimmern

	QS	d	σ^2	Präzision		
nach Bauperiode, Bad, Wohnviertel						
zwischen Bauperioden	594 752 400	4				
innerhalb Bauperioden						
zwischen Bad	129 652 900	5				
innerhalb Bauperiode/Bad						
zwischen Wohnvierteln	62 568 800	38				
innerhalb Bauperiode/Bad/ Wohnviertel	378 735 400	16 970	22 318	}	1,16 1,29 2,04	} 2,64
innerhalb Bauperiode/Bad	441 304 200	17 008	25 947			
innerhalb Bauperioden	570 957 100	17 013	33 560			
zusammen	1 165 709 500	17 017	68 503			
nach Bauperiode, Wohnviertel, Bad						
zwischen Bauperioden	594 752 400	4				
innerhalb Bauperioden						
zwischen Wohnvierteln	85 370 300	20				
innerhalb Bauperiode/ Wohnviertel						
zwischen Bad	106 851 400	23				
innerhalb Bauperiode/ Wohnviertel/Bad	378 735 400	17 970	22 318	}	1,28 1,17 2,04	} 2,40
innerhalb Bauperiode/ Wohnviertel	485 586 800	17 993	28 576			
innerhalb Bauperioden	570 957 100	17 013	33 560			
zusammen	1 165 709 500	17 017	68 503			
nach Bad, Bauperiode, Wohnviertel						
zwischen Bad	566 217 300	1				
innerhalb Bad						
zwischen Bauperioden	158 188 000	8				
innerhalb Bad/Bauperiode						
zwischen Wohnvierteln	62 568 800	38				
innerhalb Bad/Bauperiode/ Wohnviertel	378 735 400	16 970	22 318	}	1,16 1,36 1,94	} 2,64
innerhalb Bad/Bauperiode	441 304 200	17 008	25 947			
innerhalb Bad	599 492 200	17 016	35 231			
zusammen	1 165 709 500	17 017	68 503			

Tabelle 5.17: Die Streuungserlegung der Wohnungen mit zwei Zimmern
(Fortsetzung)

	QS	d	σ^2	Präzision		
nach Bad, Wohnviertel, Bauperiode						
zwischen Bad	566 217 300	1				
innerhalb Bad						
zwischen Wohnvierteln	75 699 400	8				
innerhalb Bad/Wohnviertel						
zwischen Bauperioden	145 057 400	38				
innerhalb Bad/Wohnviertel/ Bauperiode	378 735 400	16 970	22 318	}	1,38 1,14 1,94 2,22	}
innerhalb Bad/Wohnviertel	523 792 800	17 008	30 797			
innerhalb Bad	599 492 200	17 016	35 231			
zusammen	1 165 709 500	17 017	68 503			
nach Wohnviertel, Bauperiode, Bad						
zwischen Wohnvierteln	275 913 500	4				
innerhalb Wohnvierteln						
zwischen Bauperioden	404 209 200	20				
innerhalb Wohnviertel/ Bauperiode						
zwischen Bad	106 851 400	23				
innerhalb Wohnviertel/ Bauperiode/Bad	378 735 400	16 970	22 318	}	1,28 1,83 2,40	}
innerhalb Wohnviertel/ Bauperiode	485 586 800	16 993	28 576			
innerhalb Wohnvierteln	889 796 000	17 013	52 301			
zusammen	1 165 709 500	17 017	68 503			
nach Wohnviertel, Bad, Bauperiode						
zwischen Wohnvierteln	275 913 500	4				
innerhalb Wohnvierteln						
zwischen Bad	366 003 200	5				
innerhalb Wohnviertel/Bad						
zwischen Bauperioden	145 057 400	38				
innerhalb Wohnviertel/ Bad/Bauperiode	378 735 400	16 970	22 318	}	1,38 1,70 1,31 2,22	}
innerhalb Wohnviertel/Bad	523 792 800	17 008	30 797			
innerhalb Wohnvierteln	889 796 000	17 013	52 301			
zusammen	1 165 709 500	17 017	68 503			

Tabelle 5.18: Die Streuungszerlegung der Wohnungen mit drei Zimmern

	QS	d	σ^2	Präzision	
nach Bauperiode, Bad, Wohnviertel					
zwischen Bauperioden	1 700 013 300	4			
innerhalb Bauperioden					
zwischen Bad	297 646 900	5			
innerhalb Bauperiode/Bad					
zwischen Wohnvierteln	214 646 900	37			
innerhalb Bauperiode/Bad/ Wohnviertel	1 238 821 900	22 276	55 612	} 1,17	} 2,78
innerhalb Bauperiode/Bad	1 453 468 800	22 313	65 140		
innerhalb Bauperioden	1 751 115 700	22 318	78 462		
zusammen	3 451 129 000	22 322	154 607	} 1,97	
nach Bauperiode, Wohnviertel, Bad					
zwischen Bauperioden	1 700 013 300	4			
innerhalb Bauperioden					
zwischen Wohnvierteln	250 826 900	20			
innerhalb Bauperiode/ Wohnviertel					
zwischen Bad	261 466 900	22			
innerhalb Bauperiode/ Wohnviertel/Bad	1 238 821 900	22 276	55 612	} 1,21	} 2,78
innerhalb Bauperiode/ Wohnviertel	1 500 288 800	22 298	67 284		
innerhalb Bauperioden	1 751 115 700	22 318	78 462		
zusammen	3 451 129 000	22 322	154 607	} 1,97	
nach Bad, Bauperiode, Wohnviertel					
zwischen Bad	1 302 952 800	1			
innerhalb Bad					
zwischen Bauperioden	694 707 400	8			
innerhalb Bad/Bauperiode					
zwischen Wohnvierteln	214 646 900	37			
innerhalb Bad/Bauperiode/ Wohnviertel	1 238 821 900	22 276	55 612	} 1,17	} 2,78
innerhalb Bad/Bauperiode	1 453 468 800	22 313	65 140		
innerhalb Bad	2 148 176 200	22 321	96 240		
zusammen	3 451 129 000	22 322	154 607	} 1,61	

Tabelle 5.18: Die Streuungserlegung der Wohnungen mit drei Zimmern
(Fortsetzung)

	QS	d	σ^2	Präzision				
nach Bad, Wohnviertel, Bauperiode								
zwischen Bad	1 302 952 800	1						
innerhalb Bad								
zwischen Wohnvierteln	326 468 000	8						
innerhalb Bad/Wohnviertel								
zwischen Bauperioden	582 886 300	37						
innerhalb Bad/Wohnviertel/ Bauperiode	1 238 821 900	22 276	55 612	}	1,47	}	2,78	
innerhalb Bad/Wohnviertel	1 821 708 200	22 313	81 643		}			1,18
innerhalb Bad	2 148 176 200	22 321	96 240					}
zusammen	3 451 129 000	22 322	154 607					
nach Wohnviertel, Bauperiode, Bad								
zwischen Wohnvierteln	702 004 200	4						
innerhalb Wohnvierteln								
zwischen Bauperiode	1 248 836 000	20						
innerhalb Wohnviertel/ Bauperiode								
zwischen Bad	261 466 900	22						
innerhalb Wohnviertel/ Bauperiode/Bad	1 238 821 900	22 276	55 612	}	1,21	}	2,78	
innerhalb Wohnviertel/ Bauperiode	1 500 288 800	22 298	67 284		}			1,83
innerhalb Wohnvierteln	2 749 124 800	22 318	123 180					}
zusammen	3 451 129 000	22 322	154 607					
nach Wohnviertel, Bad, Bauperiode								
zwischen Wohnvierteln	702 004 200	4						
innerhalb Wohnvierteln								
zwischen Bad	927 416 600	5						
innerhalb Wohnviertel/Bad								
zwischen Bauperioden	582 886 300	37						
innerhalb Wohnviertel/ Bad/Bauperiode	1 238 821 900	22 276	55 612	}	1,47	}	2,78	
innerhalb Wohnviertel/Bad	1 821 708 200	22 313	81 643		}			1,51
innerhalb Wohnvierteln	2 749 124 800	22 318	123 180					}
zusammen	3 451 129 000	22 322	154 607					

Tabelle 5.19: Die Streuungszерlegung der Wohnungen mit vier Zimmern

	QS	d	σ^2	Präzision	
nach Bauperiode, Bad					
zwischen Bauperioden	507 666 700	4			
innerhalb Bauperiode/zwischen Bad	198 320 900	5			
innerhalb Bauperiode/Bad	1 475 853 100	6 002	245 894	1,13	1,48
innerhalb Bauperioden	1 674 174 000	6 007	278 704		
zusammen	2 181 840 700	6 011	362 975	1,30	
nach Bad, Bauperiode					
zwischen Bad	448 758 300	1			
innerhalb Bad/zwischen Bauperiode	257 229 300	8			
innerhalb Bad/Bauperiode	1 475 853 100	6 002	245 894	1,17	1,48
innerhalb Bad	1 733 082 400	6 010	288 366		
zusammen	2 181 840 700	6 011	362 975	1,26	

Tabelle 5.20: Die Präzision¹² bei der Schichtung nach Bauperiode, Bad, Wohnviertel und nach Merkmalskombinationen

Schichtung nach	Zweizimmer- wohnungen		Dreizimmer- wohnungen		Vierzimmer- wohnungen	
Bauperiode	2,04		1,97		1,30	
Bad	1,94		1,61		1,26	
Wohnviertel	1,31		1,26		1,30	
Bauperiode/Bad	2,64	(3,96)	2,37	(3,17)	1,48	(1,64)
Bauperiode/Wohnviertel	2,40	(2,67)	2,30	(2,48)	.	(1,69)
Bad/Wohnviertel	2,22	(2,54)	1,89	(2,03)	.	(1,64)
Bauperiode/Bad/Wohnviertel	3,07	(5,18)	2,78	(3,99)	.	(2,13)

¹² In Klammern die theoretischen Werte

zimmerwohnungen ergibt die Schichtung nach allen drei Merkmalen einen geringen Effekt, wobei eine Gliederung nach Bauperiode oder Wohnviertel derjenigen nach Bad sogar vorzuziehen ist.

Kommt eine Schichtung nach zwei Merkmalen in Frage, ist bei den Zwei- und Dreizimmerwohnungen die Kombination Bauperiode/Bad am günstigsten; bei den Dreizimmerwohnungen ist bemerkenswert, dass die Doppelschichtung Bad/Wohnviertel weniger ergiebig ist als die einfache Schichtung nach Bauperiode.

Nun werden weitere Schichtungen die Präzision umso weniger verbessern, je mehr die eine Gliederung die andere vorwegnimmt.

Wir wollen dies am Beispiel der Zweizimmerwohnungen veranschaulichen und nehmen an, das Merkmal der Bauperiode wäre völlig unabhängig von demjenigen des Bades. Dann ergäbe die erste Schichtung nach Bauperiode eine Präzision von 2,04; die weitere Schichtung nach Bad müsste eine weitere Präzision von 1,94 bewirken, und wir erhielten eine theoretische Gesamtpräzision von $2,04 \cdot 1,94 = 3,96$. Dass tatsächlich nur ein Wert von 2,64 resultiert, ist der Niederschlag der sehr starken Abhängigkeit von Bauperiode und Badzubehör.

Bei der Kombination Bauperiode/Wohnviertel und Bad/Wohnviertel können die Werte der theoretischen und wirklichen Gesamtpräzision nicht so stark auseinanderfallen, weil der Effekt der Wohnviertelgliederung ohnehin nicht ausgeprägt ist. Gleichwohl hätte – bei stärkerer gegenseitiger Abhängigkeit von Bauperiode und Bad – der Schichtungseffekt der Kombination Bauperiode/Wohnviertel oder Bad/Wohnviertel unter Umständen besser ausfallen können als derjenige nach Bauperiode/Bad.

Wie weit die Gliederung nach dem einen Attribut die Gruppierung nach dem andern einschliesst, lässt sich auch aus der nachstehenden Tabelle 5.21 ansehen.

Wir haben hier für die drei Merkmale die Präzision festgehalten, die sich bei der ersten, zweiten und dritten Schichtung ergibt. Auffallend ist wiederum, wie bei Bauperiode und Bad in der zweiten und dritten Schichtung der Effekt wechselseitig eine starke Einbusse erleidet. Wenn in zweiter Schichtung innerhalb Wohnvierteln nach Bauperiode oder Bad aufgeteilt wird, muss sich natürlich – im Hinblick auf die kleine Wirkung der Wohnviertelschichtung – der Effekt der beiden andern Attribute immer noch stark durchsetzen. Wenn wir das Attribut Wohnviertel analysieren, ergeben die beiden zweiten Schichtungen und die dritte ähnliche Resultate. Dabei zeigt sich bei den Zwei-

zimmerwohnungen – etwas überraschend – eine grössere Abhängigkeit zwischen den Merkmalen Wohnviertel und Bad gegenüber den Kennzeichen Wohnviertel und Bauperiode.

Wenn wir nun für die Bestimmung des Stichprobenplans die Ergebnisse der Streuungsanalyse zunutze machen wollen, müssen wir bedenken, dass die Präzision sich aus dem Verhältnis der Streuungen herleitet; um die Verbesserung des Stichprobenfehlers festzuhalten, sind darum die Zahlen der Präzision zu radizieren, und wir erhalten dann die in Tabelle 5.22 dargestellten Werte.

Tabelle 5.21: Die Präzision bei der Schichtung nach Bauperiode, Bad und Wohnviertel

Merkmal/Schichtung	Zweizimmer- wohnungen	Dreizimmer- wohnungen	Vierzimmer- wohnungen
Bauperiode			
1. Schichtung	2,04	1,97	1,30
2. Schichtung (innerhalb Bad)	1,36	1,48	1,17
2. Schichtung (innerhalb Wohnvierteln)	1,83	1,83	.
3. Schichtung (innerhalb Bad/Wohnviertel)	1,38	1,47	.
Bad			
1. Schichtung	1,94	1,61	1,26
2. Schichtung (innerhalb Bauperioden)	1,29	1,20	1,13
2. Schichtung (innerhalb Wohnvierteln)	1,70	1,51	.
3. Schichtung (innerhalb Bauperiode/Wohnviertel)	1,28	1,21	.
Wohnviertel			
1. Schichtung	1,31	1,26	.
2. Schichtung (innerhalb Bauperioden)	1,17	1,17	.
2. Schichtung (innerhalb Bad)	1,14	1,18	.
3. Schichtung (innerhalb Bauperiode/Bad)	1,16	1,17	.

Tabelle 5.22: Verbesserung des Stichprobenfehlers bei der Schichtung nach Bauperiode, Bad, Wohnviertel und nach Merkmalskombinationen

Schichtung nach	Zweizimmer- wohnungen	Dreizimmer- wohnungen	Vierzimmer- wohnungen
Bauperiode	1,42	1,40	1,14
Bad	1,38	1,26	1,12
Wohnviertel	1,14	1,12	1,14
Bauperiode/Bad	1,62	1,53	1,21
Bauperiode/Wohnviertel	1,54	1,51	.
Bad/Wohnviertel	1,48	1,37	.
Bauperiode/Bad/Wohnviertel	1,75	1,66	.

Sofern nicht noch andere Überlegungen anzustellen wären, würde sich nach den Ergebnissen der Streuungsanalyse eine mehrfache Gliederung kaum aufdrängen, da die Verbesserungen durch die zweite und dritte Schichtung nicht mehr wesentlich ins Gewicht fallen.

Blieben wir bei einer Klassifikation nach nur einem Merkmal, würden wir uns bei den Zwei- und Dreizimmerwohnungen für die Bauperiode entscheiden und bei den Vierzimmerwohnungen von einer Stratifikation überhaupt absehen.

6. KAPITEL

Die Stichprobe

Nun haben wir aber beim Stichprobenplan noch auf andere Gegebenheiten zu achten und können ihn deshalb nicht allein auf Grund der Ergebnisse der Streuungsanalyse bestimmen.

Einmal verlangt das BIGA eine Aufteilung in Wohnungen, die vor und nach dem 1. Januar 1940 erbaut wurden. Zum andern dient die Mietpreiserhebung nicht nur dazu, die Unterlagen für die Berechnung des Mietindex zu beschaffen, sondern es werden ihr gleichzeitig die Angaben für die laufende Basler Mietpreisstatistik entnommen.

Diesen Erfordernissen tragen wir Rechnung, indem wir eine Gruppierung nach Zimmerzahl, fünf Bauperioden und Badzubehör vornehmen. Der Umfang der Stichprobe soll einerseits genügend weit angesetzt werden, dass eine vertretbare Genauigkeit resultiert; anderseits geht unser Bestreben dahin, mit möglichst wenigen Einheiten auszukommen, dürfte doch der Arbeitsaufwand – bei der Art der Erhebung durch Befragung – im wesentlichen der Zahl der Einheiten parallel laufen. Zudem soll der Stichprobenbruch so angesetzt werden, dass damit praktisch zu arbeiten ist.

Diesen Anforderungen dürfte eine Stichprobe von $N/10 = 4535$ oder $N/20 = 2268$ genügen, wobei wir uns umso eher für die kleinere Stichprobe entscheiden können, als sich ja der Stichprobenfehler umgekehrt proportional zur Quadratwurzel der einbezogenen Einheiten verhält:

$$\sigma_{\bar{x}_1} : \frac{1}{\sqrt{n_1}} = \sigma_{\bar{x}_2} : \frac{1}{\sqrt{n_2}} \quad (6.1)$$

Mit andern Worten: Setzen wir den Fehler der Zehntelsstichprobe $= 1$, so wird der Stichprobenfehler bei $N/20$ nicht doppelt so gross, sondern hält sich nur bei 1,4, gemäss der Verhältnisgleichung

$$1 : \frac{1}{\sqrt{\frac{N}{10}}} = 1,4 : \frac{1}{\sqrt{\frac{N}{20}}} \quad (6.2)$$

Unsere nachfolgenden Rechnungen werden demnach auf der Voraussetzung einer Stichprobe von einem Zwanzigstel fussen.

A. Die zufällige Auswahl mit gleichem Stichprobenbruch

Wir wählen vorerst ein einfaches Verfahren und halten den Stichprobenfehler fest, der resultiert, wenn von allen Schichten ein Zwanzigstel in die Stichprobe fällt. Hierbei kann der Ausdruck für den Stichprobenfehler von Schichtengruppen und der Gesamtheit auf eine einfachere Form gebracht werden: In der Formel (4.15) ersetzen wir N und N_i durch n und n_i und erhalten

$$\sigma_{\bar{x}}^2 = \frac{1}{n^2} \sum n_i^2 \frac{\sigma_i^2}{n_i} (1 - f_i) \quad (6.3)$$

Da $(1 - f_i)$ für alle Schichten gleich ist, können wir schreiben

$$\sigma_{\bar{x}}^2 = \frac{1}{n^2} (1 - f) \sum \frac{n_i^2 \sigma_i^2}{n_i} \quad (6.4)$$

was uns zum Ausdruck führt

$$\sigma_{\bar{x}}^2 = \frac{(1 - f) \sum n_i \sigma_i^2}{n^2} \quad (6.5)$$

Als Grundlage für die Berechnung des Mietindex sind die Ergebnisse befriedigend, beträgt doch der Stichprobenfehler aller Wohnungen nur 5,6 Franken oder 0,5% des Gesamtdurchschnittes; der Stichprobenfehler aller vor 1940 erstellter Wohnungen berechnet sich auf 4,9 Franken und derjenige der neuen Wohnungen auf 21,2 Franken.

Dass der Stichprobenfehler der neuen Wohnungen ein Vielfaches desjenigen der alten beträgt, ist zwei Ursachen zu verdanken, die in der gleichen Richtung wirken: Einmal ist die Streuung der Neuwohnungen durchwegs grösser als diejenige der Altwohnungen, zum andern ist die Stichprobe der Neuwohnungen mehr als viermal kleiner als die der alten Objekte.

Die Wohnungen mit zwei und drei Zimmern zeigen den selben relativen Fehler, bei den Vierzimmerwohnungen ist er auf das Dreifache des Fehlers der andern Wohnungsgrössen angestiegen.

Für die laufende Mietpreisstatistik aber würde unsere Stichprobe eine schlechte Basis abgeben, wollen wir doch Stichprobenmittel der

Tabelle 6.1: Häufigkeiten der Stichprobe und Stichprobenfehler bei gleichem Stichprobenbruch

	n_i	$\sigma_{x_i}^-$	$\sigma_{x_i}^- \%$ ¹³
2 Zimmer			
ohne Bad			
Bauperiode bis 1900	213	10,0	1,5
1901–1920	191	7,5	1,1
1921–1930	50	16,2	2,1
1931–1939	16	29,4	3,8
1940–1950	5	109,6	13,4
mit Bad			
Bauperiode bis 1900	21	62,6	6,1
1901–1920	17	54,3	5,9
1921–1930	67	16,8	1,8
1931–1939	209	9,4	0,9
1940–1950	62	37,9	2,8
ohne Bad	475	5,9	0,8
mit Bad	376	9,7	0,9
Bauperiode bis 1900	234	10,7	1,5
1901–1920	208	8,2	1,1
1921–1930	117	11,8	1,4
1931–1939	225	9,0	0,9
1940–1950	67	36,0	2,7
zusammen	851	5,4	0,6
3 Zimmer			
ohne Bad			
Bauperiode bis 1900	267	10,7	1,2
1901–1920	108	13,8	1,6
1921–1930	16	33,3	3,7
1931–1939	1	281,8	26,6
1940–1950	6	53,2	5,5
mit Bad			
Bauperiode bis 1900	61	42,6	3,4
1901–1920	111	20,1	1,7
1921–1930	150	14,5	1,2
1931–1939	147	20,1	1,5
1940–1950	250	23,0	1,4
ohne Bad	398	8,3	0,9
mit Bad	719	10,6	0,8

¹³ In Prozenten des jeweiligen durchschnittlichen Mietpreises

Tabelle 6.1: Häufigkeiten der Stichprobe und Stichprobenfehler bei gleichem Stichprobenbruch (Fortsetzung)

		n_i	$\sigma_{\bar{x}_i}$	$\sigma_{\bar{x}_i} \%$
Bauperiode	bis 1900	328	11,8	1,2
	1901–1920	219	12,2	1,2
	1921–1930	166	13,5	1,2
	1931–1939	148	20,1	1,5
	1940–1950	256	22,5	1,4
zusammen		1 117	7,4	0,6
4 Zimmer				
ohne Bad				
Bauperiode	bis 1900	40	40,2	3,8
	1901–1920	7	104,5	10,2
	1921–1930	1	195,2	18,1
	1931–1939	.	.	.
	1940–1950	2	32,3	3,4
mit Bad				
Bauperiode	bis 1900	50	60,6	3,9
	1901–1920	49	51,7	3,3
	1921–1930	33	69,6	4,4
	1931–1939	27	97,6	5,0
	1940–1950	92	68,0	3,4
ohne Bad		50	35,6	3,4
mit Bad		251	32,6	1,8
Bauperiode	bis 1900	90	38,1	2,9
	1901–1920	56	47,1	3,2
	1921–1930	34	67,8	4,3
	1931–1939	27	97,6	5,0
	1940–1950	94	66,6	3,3
zusammen		301	27,8	1,7
alle Wohnungen				
ohne Bad		923	5,1	0,6
mit Bad		1 346	8,7	0,6
Bauperiode	bis 1900	652	8,8	1,0
	1901–1920	483	8,6	0,9
	1921–1930	317	11,0	1,0
	1931–1939	400	11,1	0,9
	1940–1950	417	21,2	1,3
zusammen		2 269	5,6	0,5

einzelnen Gruppen anstreben, die dem wirklichen Durchschnitt möglichst nahe kommen. Unser Muster bietet aber hierfür zu wenig Gewähr, denn aus der Tabelle 6.1 ersehen wir, dass die Stichprobenfehler der einzelnen Gruppen erhebliche Unterschiede aufweisen und zum Teil noch recht gross ausfallen.

B. Die zufällige Auswahl mit veränderlichem Stichprobenbruch

Wie wir im theoretischen Teil ausgeführt haben, hängt die Grösse des Stichprobenfehlers von der Streuung des Kollektivs ab, und demgemäss wird er bei einer geschichteten Stichprobe von der Streuung der Teilkollektive bestimmt. Beim Verfahren mit gleichem Stichprobenbruch für alle Schichten tragen wir diesem Moment insofern keine Rechnung, als jede Schicht – unbekümmert um das Ausmass ihrer Streuung – mit dem gleichen Prozentsatz vertreten ist, und es resultiert deshalb nicht das kleinstmögliche $\sigma_{\bar{x}}$.

Die bestmögliche Aufteilung erhalten wir vielmehr, wenn wir die Streuung der Schichten berücksichtigen und für die Bemessung des Umfangs der n_i die Formel verwenden

$$n_i = \frac{n N_i \sigma_i}{\sum N_i \sigma_i} \quad (6.6)$$

Dies führt uns zu den in Tabelle 6.2 dargestellten Werten.

Der einfache Stichprobenfehler für die Gesamtheit stellt sich nun auf 4,8 Franken gegenüber 5,6 Franken bei gleichem Stichprobenbruch, in Prozenten ausgedrückt auf 0,4 gegen 0,5.

Eine spürbare Verbesserung zeigt sich in der jüngsten Bauperiode, indem die Neuwohnungen mit 738 statt 417 Einheiten einen Stichprobenfehler von 14,8 Franken gegenüber 21,2 Franken aufweisen. Das Ergebnis der Altwohnungen liefert uns ein ausgezeichnetes Beispiel dafür, wie sich die Berücksichtigung der Streuung der Schichten bei der Festsetzung der Stichprobenbrüche auswirkt: Bei einem Stichprobenbestand von 1526 Altwohnungen (gegenüber 1852 bei gleichem Stichprobenbruch) bleibt der Stichprobenfehler mit 4,9 Franken gleich.

Bei den Zweizimmerwohnungen sind die einzelnen Gruppen schwächer vertreten als vorher und erhöhen damit die betreffenden Stichprobenfehler; die gegenteilige Ausnahme findet sich bei den Wohnungen mit Bad der Bauperioden bis 1900 und 1940–1950.

Ähnliches lässt sich von den Gruppen der Dreizimmerwohnungen sagen, wobei wir den Spezialfall der 17 Wohnungen ohne Bad aus den

Jahren 1931–1939 ausser acht lassen und feststellen, dass die Wohnungen mit Bad aus den Jahren bis 1900 und 1931–1950 etwas stärker als mit einem Zwanzigstel an der Stichprobe partizipieren.

Recht beträchtlich erhöhen die Vierzimmerwohnungen mit Bad in allen Bauperioden den Stichprobenanteil und verbessern den Stichprobenfehler. Die gleiche Tendenz ist schwächer bei den Objekten ohne Bad bis 1920 festzustellen, die kleine Gruppe der Bauperiode 1921–1930 bleibt gleich, und von den Wohnungen der letzten Bauperiode finden wegen der kleinen Zahl und der geringen Streuung keine Einheiten mehr Aufnahme in die Stichprobe.

Die Anwendung variabler Stichprobenbrüche schafft jedoch mehr Umtriebe: Einmal gestaltet sich die Ziehung nicht so einfach wie bei der Anwendung gleicher Brüche; zum andern wird die Berechnung der Indexziffer komplizierter, weil die einzelnen Gruppen entsprechend ihrem Anteil gewogen werden müssten. Angesichts der eher mässigen Verbesserung der Ergebnisse rechtfertigt sich diese Mehrarbeit nicht, sodass in unserm Fall von diesem Verfahren abzusehen ist.

Nun kann aber in der Praxis der Frage der Kosten eine Bedeutung zukommen, weshalb dieses Problem noch kurz aufgeworfen sei. Wenn wir von gegebenen Gesamtkosten C und den Kosten pro Auswahleinheit der Schicht i von c_i ausgehen, liefert uns die Formel

$$n_i = \frac{CN_i \sigma_i}{\sqrt{c_i} \sum N_i \sigma_i \sqrt{c_i}} \quad (6.7)$$

die bestmögliche Aufteilung unter Berücksichtigung der Streuung und der Kosten der einzelnen Schichten.

Es wird dabei eine Schicht einerseits umso stärker berücksichtigt, je grösser sich N_i und σ_i präsentieren, anderseits umso schwächer, je grösseren Wert das Symbol $\sqrt{c_i}$ annimmt.

Da bei der Mietpreiserhebung die einzelnen Strata kaum differenzierter Erhebungs- und Bearbeitungsmethoden bedürfen, können wir ohne Zwang die Kosten je Auswahleinheit von Schicht zu Schicht mit c gleichsetzen. Dann gilt

$$C = \sum n_i c = nc \quad (6.8)$$

und die Gleichung (6.7) geht in die Formel (6.6) über, in der die Kostenrechnung keine Rolle mehr spielt:

$$n_i = \frac{cnN_i \sigma_i}{\sqrt{c} \sum N_i \sigma_i \sqrt{c}} = \frac{nN_i \sigma_i}{\sum N_i \sigma_i} \quad (6.9)$$

Tabelle 6.2: Mittlere quadratische Abweichung, Häufigkeiten der Gesamtheit, Häufigkeiten der Stichprobe, Stichprobenbruch und Stichprobenfehler bei veränderlichen Stichprobenbrüchen

			σ_i	N_i	n_i	f_i	$\sigma_{\bar{x}_i}$	$\sigma_{\bar{x}_i} \%$
			2 Zimmer					
ohne Bad								
Bauperiode	bis	1900	150,2	4 259	134	0,032	12,8	1,9
		1901–1920	105,8	3 823	85	0,022	11,4	1,6
		1921–1930	117,3	992	24	0,024	23,6	3,1
		1931–1939	120,6	320	8	0,025	42,1	5,4
		1940–1950	251,4	104	5	0,048	109,7	13,4
mit Bad								
Bauperiode	bis	1900	294,3	420	26	0,062	55,9	5,4
		1901–1920	229,7	342	16	0,047	56,1	6,1
		1921–1930	140,9	1 334	39	0,029	22,2	2,4
		1931–1939	139,1	4 184	122	0,029	12,4	1,2
		1940–1950	305,9	1 240	80	0,064	33,1	2,4
ohne Bad			.	9 498	256	.	8,0	1,1
mit Bad			.	7 520	283	.	10,4	1,0
Bauperiode	bis	1900	.	4 679	160	.	12,7	1,8
		1901–1920	.	4 165	101	.	11,4	1,6
		1921–1930	.	2 326	63	.	16,2	1,9
		1931–1939	.	4 504	130	.	11,9	1,2
		1940–1950	.	1 344	85	.	31,7	2,4
zusammen			.	17 018	539	.	6,4	0,7
			3 Zimmer					
ohne Bad								
Bauperiode	bis	1900	179,8	5 345	202	0,038	12,4	1,4
		1901–1920	147,6	2 162	67	0,031	17,8	2,0
		1921–1930	136,8	311	9	0,029	45,0	5,0
		1931–1939	289,1	17	1	0,059	280,5	26,4
		1940–1950	133,7	114	3	0,026	76,3	8,0
mit Bad								
Bauperiode	bis	1900	341,4	1 224	88	0,072	35,1	2,8
		1901–1920	217,0	2 223	101	0,045	21,1	1,8
		1921–1930	181,8	2 999	114	0,038	16,7	1,4
		1931–1939	250,3	2 933	154	0,052	19,6	1,4
		1940–1950	372,9	4 995	391	0,078	18,1	1,1
ohne Bad			.	7 949	282	.	9,9	1,1
mit Bad			.	14 374	848	.	9,4	0,7
Bauperiode	bis	1900	.	6 569	290	.	12,0	1,3
		1901–1920	.	4 385	168	.	13,8	1,3
		1921–1930	.	3 310	123	.	15,7	1,4
		1931–1939	.	2 950	155	.	19,6	1,4
		1940–1950	.	5 109	394	.	17,8	1,1
zusammen			.	22 323	1 130	.	7,0	0,6

Tabelle 6.2: Mittlere quadratische Abweichung, Häufigkeiten der Gesamtheit, Häufigkeiten der Stichprobe, Stichprobenbruch und Stichprobenfehler bei veränderlichen Stichprobenbrüchen (Fortsetzung)

		σ_i	N_i	n_i	f_i	$\sigma_{x_i}^-$	$\sigma_{x_i}^+ \%$
4 Zimmer							
ohne Bad							
Bauperiode	bis 1900	261,2	798	44	0,055	38,3	3,7
	1901–1920	283,7	136	8	0,059	97,3	9,5
	1921–1930	200,3	20	1	0,050	195,2	18,1
	1931–1939	.	.	.	.	.	.
	1940–1950	.	.	.	.	.	.
mit Bad							
Bauperiode	bis 1900	439,5	990	91	0,092	43,9	2,8
	1901–1920	371,3	980	76	0,078	40,9	2,6
	1921–1930	410,4	652	56	0,086	52,4	3,3
	1931–1939	520,5	546	60	0,110	63,4	3,2
	1940–1950	669,4	1 845	259	0,140	38,6	1,9
ohne Bad							
		.	999	53	.	33,6	3,2
mit Bad							
		.	5 013	542	.	20,8	1,2
Bauperiode	bis 1900	.	1 788	135	.	29,7	2,2
	1901–1920	.	1 116	84	.	37,8	2,6
	1921–1930	.	672	57	.	51,2	3,2
	1931–1939	.	550	60	.	62,9	3,2
	1940–1950	.	1 886	259	.	37,7	1,9
zusammen							
		.	6 012	595	.	18,3	1,1
alle Wohnungen							
ohne Bad							
		.	18 446	591	.	6,2	0,8
mit Bad							
		.	26 907	1 673	.	7,0	0,5
Bauperiode	bis 1900	.	13 036	585	.	8,6	0,9
	1901–1920	.	9 666	353	.	9,1	1,0
	1921–1930	.	6 308	243	.	11,6	1,1
	1931–1939	.	8 004	345	.	10,8	0,9
	1940–1950	.	8 339	738	.	14,8	0,9
zusammen							
		.	45 353	2 264	.	4,8	0,4

C. Die systematische Auswahl aus den nach Mietpreishöhe geordneten Schichten

In der Regel wird man eine Stichprobe ziehen, um gute Schätzwerte für ein unbekanntes Kollektiv zu erhalten. Wir sind umgekehrt in der Lage, einem bekannten Kollektiv eine Stichprobe zu entnehmen, und dies bringt uns auf den Gedanken, die Wohnungen innerhalb der Schichten nach der Höhe des Mietpreises zu ordnen. Dies entspricht einer weiteren Stratifikation nach dem quantitativen Merkmal des Mietpreises; bei dieser Betrachtung werden alle Differenzen der Einzelwerte zum Gesamtdurchschnitt zu Abweichungen zwischen den Schichten, sodass innerhalb der Gruppen keine Streuung mehr vorhanden ist und infolgedessen theoretisch kein Stichprobenfehler entsteht.

Ziehen wir nun systematisch in dem Stichprobenbruch entsprechenden Intervallen die Stichprobeneinheiten, also jede zwanzigste Karte, werden gleichwohl Abweichungen der Stichprobenmittel vom wirklichen Durchschnitt zutage treten. Dafür können die folgenden Ursachen verantwortlich gemacht werden:

- a) Wenn wir jede vorhandene Mietpreishöhe als ein Stratum ansehen, sind manche der Schichten in der Stichprobe nicht vertreten, weil sie – entsprechend geringer Umfang vorausgesetzt – beim Ziehen übersprungen werden.
- b) Da nur ganze Einheiten gewählt werden können, weicht der Stichprobenbruch bei den Gruppen, deren Häufigkeit durch 20 dividiert einen Rest ergibt, nach oben oder unten von einem Zwanzigstel ab; infolgedessen sind die Strata nicht mit dem gleichen Gewicht in der Stichprobe enthalten.
- c) Schliesslich resultieren auch bei Kategorien des selben Umfangs nicht die gleichen wirklichen Anteile; ebenso ist es möglich, dass grössere Schichten kleinere Stichproben liefern als solche geringeren Umfangs (Beispiele bei einer Fraktion von $1/20$: Die einen Gruppen mit einer Einheit gelangen in die Auswahl, die andern nicht; Gruppen mit 19 Elementen können sowohl mit einer als auch mit keiner Wohnung partizipieren; Schichten mit einer Häufigkeit von 21 liefern ein oder zwei Stichprobenelemente).

Um den Fehler berechnen zu können, überlegen wir uns, dass bei dieser systematischen Ziehung aus unsern geordneten Kollektiven nur zwanzig mögliche Stichproben entstehen können – analog einer

Klumpenbildung¹⁴. Nach der Definition ergibt die mittlere quadratische Abweichung der zwanzig Stichprobendurchschnitte vom wirklichen Mittel den Stichprobenfehler $\sigma_{\bar{x}}$.

Tabelle 6.3: Berechnung des Stichprobenmittels der Wohnungen mit zwei Zimmern ohne Bad, Bauperiode bis 1900

a_i	N_i	SR	N_{20}	n_{i1}
149,5	3	4 259	—	—
249,5	32	4 256	4 241	1
349,5	137	4 224	4 221	7
449,5	416	4 087	4 081	21
549,5	570	3 671	3 661	28
649,5	1 586	3 101	3 101	80
749,5	1 071	1 515	1 501	53
849,5	254	444	441	13
949,5	111	190	181	6
1 049,5	42	79	61	2
1 149,5	9	37	—	—
1 249,5	17	28	21	1
1 349,5	1	11	—	—
1 449,5	3	10	—	—
1 549,5	5	7	—	—
1 649,5	—	2	—	—
1 749,5	1	2	—	—
1 849,5	—	1	—	—
1 949,5	—	1	—	—
2 049,5	—	1	—	—
2 149,5	1	1	1	1
zusammen	4 259	.	.	213

Wir bilden, wie die vorstehende Tabelle zeigt, die Summenreihe SR ; in der danebenstehenden Spalte zeichnen wir auf, in welche Klassen die zwanzigsten Elemente fallen; die durch 20 dividierten Differenzen zwischen den einzelnen N_{20} ergeben dann die Anzahl der Stichprobenelemente n_{i1} , die aus den verschiedenen Klassen ausgewählt werden. Daraus lässt sich unschwer das arithmetische Mittel, der Stich-

¹⁴ Trachten wir bei der geschichteten Stichprobe danach, möglichst homogene Schichten zu erhalten, streben wir beim Klumpenverfahren heterogene Klumpen an, da ein ganzer Klumpen als Stichprobe dient.

probendurchschnitt $\bar{x}_{i1} = 664,1$ Franken errechnen. Wenn wir also die Ziehung mit der ersten Karte beginnen, weicht diese erste Stichprobe um 5,8 Franken vom wirklichen Mittel ab.

$$\begin{aligned} x_{i1} &= 664,1 \\ \bar{a}_i &= 658,3 \\ \bar{x}_{i1} - \bar{a}_i &= 5,8 \end{aligned}$$

Mit dem gleichen Verfahren kommen wir beim Start mit der zweiten Karte auf einen Stichprobendurchschnitt von $\bar{x}_{i2} = 661,7$ Franken und demgemäss auf eine Abweichung von 3,4 Franken.

So lassen wir rechnerisch fortlaufend die Ziehung mit der dritten, vierten, ..., zwanzigsten Karte beginnen, um alle zwanzig Stichprobendurchschnitte zu kennen, aus denen wir den Stichprobenfehler eruieren können. Diese Methode, auf alle Gruppen angewendet, lässt uns die Stichprobenfehler ermitteln, die in der Tabelle 6.4 festgehalten sind.

Tabelle 6.4: Absoluter Stichprobenfehler bei systematischer Auswahl aus den nach Mietpreishöhe geordneten Schichten

		Zweizimmer- wohnungen	Dreizimmer- wohnungen	Vierzimmer- wohnungen	alle Wohnungen
ohne Bad					
Bauperiode	bis 1900	2,4	1,2	12,7	.
	1901–1920	1,9	2,8	52,6	.
	1921–1930	5,8	13,2	200,3	.
	1931–1939	15,9	289,1	.	.
	1940–1950	55,9	22,6	22,5	.
mit Bad					
Bauperiode	bis 1900	28,6	11,1	12,7	.
	1901–1920	24,2	8,4	23,3	.
	1921–1930	5,6	3,0	20,7	.
	1931–1939	1,6	4,6	17,3	.
	1940–1950	11,6	2,9	12,4	.
ohne Bad		1,7	1,4	13,1	1,3
mit Bad		3,0	2,2	7,7	2,0
Bauperiode	bis 1900	3,4	2,3	9,0	2,1
	1901–1920	2,7	4,5	21,4	3,4
	1921–1930	4,1	3,0	21,0	3,1
	1931–1939	1,9	4,8	17,2	2,4
	1940–1950	11,6	2,9	12,1	3,8
zusammen		1,6	1,5	6,7	1,3

Tabelle 6.5: Prozentualer Stichprobenfehler bei systematischer Auswahl aus den nach Mietpreishöhe geordneten Schichten

		Zweizimmer- wohnungen	Dreizimmer- wohnungen	Vierzimmer- wohnungen	alle Wohnungen
ohne Bad					
Bauperiode	bis 1900	0,4	0,1	1,2	.
	1901–1920	0,3	0,3	5,1	.
	1921–1930	0,8	1,5	18,6	.
	1931–1939	2,0	27,2	.	.
	1940–1950	6,9	2,4	2,4	.
mit Bad					
Bauperiode	bis 1900	2,8	0,9	0,8	.
	1901–1920	2,6	0,7	1,5	.
	1921–1930	0,6	0,3	1,3	.
	1931–1939	0,2	0,3	0,9	.
	1940–1950	0,9	0,2	0,6	.
ohne Bad		0,2	0,2	1,3	0,2
mit Bad		0,3	0,2	0,4	0,1
Bauperiode	bis 1900	0,5	0,2	0,7	0,2
	1901–1920	0,4	0,4	1,4	0,4
	1921–1930	0,5	0,3	1,3	0,3
	1931–1939	0,2	0,4	0,9	0,2
	1940–1950	0,9	0,2	0,6	0,2
zusammen		0,2	0,1	0,4	0,1

Wie zu erwarten war, ist die Fehlergrenze nun äusserst eng gezogen: Wir können – bei zufälliger Auswahl der in den einzelnen Gruppen möglichen zwanzig Stichproben – mit einer Wahrscheinlichkeit von 0,683 damit rechnen, dass die Abweichung des Durchschnitts der Gesamtstichprobe vom Mittel des ganzen Kollektivs sich auf nur $\pm 1,3$ Franken beläuft, einem P von 0,955 wird die Differenz von $\pm 2,6$ Franken entsprechen, und beinahe mit Sicherheit wird der Unterschied höchstens $\pm 3,9$ Franken betragen.

Für die Neuwohnungen beträgt der Stichprobenfehler 3,8 Franken, für die Altwohnungen 1,4 Franken.

Auch im Hinblick auf die laufende Mietpreisstatistik sind wir bei annehmbaren Grenzen angelangt, die wir sogar noch verbessern können. Wenn wir nämlich den Start der Ziehung nicht dem Zufall überlassen – wie es die Theorie erfordert – sondern in der Weise, dass in jeder Gruppe die Abweichung des Stichprobendurchschnitts vom wirklichen Mittel am kleinsten ist, erhalten wir sehr genaue Ausgangswerte.

Im übrigen werden von den Wohnungen ohne Bad folgende Gruppen mit kleinen Beständen und wenigen Stichprobeneinheiten für die Berechnung der Indexziffer wohl berücksichtigt, aber in der Mietpreisstatistik nicht ausgewiesen werden: Zweizimmerwohnungen 1940–1950, Dreizimmerwohnungen 1931–1950, Vierzimmerwohnungen 1921–1950. Die wenigen Objekte mit vier Zimmern aus den Jahren 1901–1920 werden mit denen der Bauperiode bis 1900 in einer Gruppe vereinigt werden.

III. Die Statistik der Mietpreise und die Indexziffer auf der neuen Grundlage

7. KAPITEL

Grundsätzliches

A. Allgemeines

Der Mietpreisindex ist eine Masszahl, die das allgemeine Niveau der Mietpreise in der zeitlichen Entwicklung zum Ausdruck bringen soll, wobei sich in unserem Fall die Beobachtung auf die reinen Mietwohnungen mit zwei, drei und vier Zimmern beschränkt. Die Veränderungen des allgemeinen Preisstandes sind nun aber die Resultante verschiedener Ursachen:

- a) Die Veränderungen der Mietpreise bestehender Wohnungen bei gleichbleibendem Zustand der Wohnungen.

In diesen Fällen liegen reine Preisveränderungen vor.

- b) Die Veränderungen der Mietpreise bestehender Wohnungen bei gleichzeitiger Änderung des Zustandes der Wohnungen.

Hier können wir nicht mehr von reinen Preisveränderungen sprechen, denn der Erhöhung der Miete – in der Regel dürfte es sich eher darum handeln – steht eine qualitative Verbesserung des Mietobjekts gegenüber, sei es in der Form der Vermehrung des Komforts, sei es als eine über die notwendigen und üblichen Unterhaltsarbeiten hinausgehende Renovation.

Soweit die Mietzinsänderungen den gebotenen Verbesserungen nicht adäquat sind, werden natürlich auch Mischformen zwischen a) und b) möglich.

- c) Die Mutationen im Bestand der Wohnungen.

Der Wechsel im Bestand der Wohnungsarten kann eine Verschiebung der Durchschnittsmieten zur Folge haben, ohne dass in einem einzigen Fall der Mietpreis sich verändert hätte.

Zur Zeit fallen vor allem der Abbruch älterer, billigerer Wohnungen und die Erstellung neuer, teurerer, aber auch komfortablerer Objekte ins Gewicht.

Aus diesen Gründen kann der Mietindex nicht als reiner Preisindex angesehen werden, da die Voraussetzungen des gleichbleibenden Verbrauchs weder in qualitativer Hinsicht (Ausstattung) noch in quantitativer (Bestand) erfüllt sind.

Wir sprechen deshalb unserm Index den Charakter eines Wertindex oder einer Indexziffer der Wohnkosten zu, und in der Bewegung der Mietindexziffer manifestieren sich Preis-, Qualitäts- und Bestandesänderungen.

B. Die Bestandesänderungen des Kollektivs

In der bisherigen Mietpreiserhebung waren die einzelnen Wohnungskategorien nicht im Verhältnis zum wirklichen Bestand enthalten, sodass die entsprechenden Durchschnittsmieten gewichtet werden mussten. Da die reinen Mietwohnungen bei der Fortschreibung nicht gesondert ausgewiesen werden, bediente man sich der Zahlen für den fortgeschriebenen Wohnungsbestand aller Zwei-, Drei- und Vierzimmerwohnungen nach Bad- und Mansardenzubehör und vier Bauperioden (bis 1920, 1921–1930, 1931–1941, nach 1941).

In unserer Stichprobe aus dem Kollektiv vom 1. Dezember 1950 sind jedoch die einzelnen Wohnungsarten in korrekter Proportion vertreten, sodass wir auf eine Gewichtung verzichten können, vorausgesetzt, dass die Stichprobe den Bestandesänderungen aller reinen Mietwohnungen angepasst werden kann. Diesen Erfordernissen wollen wir in der folgenden Form genügen:

1. Abgänge

Wohnungen, die wegen Abbruch, Umbau in Objekte mit einem oder fünf und mehr Zimmern, Änderung des Besitzverhältnisses und Zweckentfremdung ausscheiden, können als Stichprobe der gesamten Ausfälle angesehen werden, sodass unsere Grundlagen im Hinblick auf die Abgänge sich von selbst korrigieren.

2. Zugänge

a) durch Neubauten

Anlässlich der Mietpreiserhebungen vom Mai 1952 und Mai 1953 wurden die Mietzinse aller im Vorjahr erstellten reinen Mietwohnungen erhoben, sodass wir für die Baujahre 1951 und 1952 über eine Vollerhebung verfügen. Die von 1953 und 1954 stammenden Wohnungen wurden vor der jeweiligen Erhebung vom folgenden Jahr

nach der Zimmerzahl, dem Wohnviertel, der Strasse in alphabetischer Reihenfolge, der Hausnummer und dem Stockwerk geordnet; eine Gliederung nach Badeausstattung entfiel, da es sich ausnahmslos um Wohnungen mit Bad handelte. Hierauf wurde für die Wohnungsgrössen getrennt jede zweite Wohnung herausgegriffen, um das Erfragen der Mietpreishöhe auf diese ausgewählte Hälfte zu beschränken. Dieser Auswahlmodus erlaubt uns, die Ergebnisse der Zählung der Neubauten von 1953 und 1954 weitgehend denen einer Vollerhebung gleichzusetzen. Wir gestalten die Ziehung der Stichprobe analog derjenigen aus dem Material der Wohnungszählung. Nach Baujahr und Zimmerzahl gegliedert, werden die Wohnungen innerhalb der so entstandenen Gruppen nach der Höhe des Mietpreises geordnet. Hernach ziehen wir für 1951 und 1952 jede zwanzigste, für 1953 und 1954 jede zehnte Karte. Auch für die folgenden Baujahre werden wir die Hälfte der Wohnungen in dieser Weise erfassen, von denen dann wiederum ein Zehntel dauernde Aufnahme im Stichprobenmaterial findet.

b) durch Änderung der Verhältnisse

Wenn reine Einzimmer-Mietwohnungen durch Zusammenfassen mit andern Räumen umgebaut oder reine Mietwohnungen von fünf und mehr Zimmern in kleinere Wohnungen aufgeteilt werden, kann unser Kollektiv einen Zuwachs erfahren, ebenso, wenn bisherige Eigentümer-, Dienst- und Freiwohnungen von zwei bis vier Zimmern vermietet werden. Im weiteren können auch andere Änderungen die Zugehörigkeit zu unserm Kollektiv begründen, wovon wir als Beispiel anführen, dass möblierte Wohnungen nun unmöbliert vermietet werden oder Wohnungen ohne Küche eine Küche erhalten.

Es sind dies aber Erscheinungen, die zahlenmässig nicht registriert werden. Denkbar wäre nun, aus den rund 20 000 Wohnungen – ergänzt durch die Neubauten – die nicht unserm Kollektiv angehören, ebenfalls eine Stichprobe von einem Zwanzigstel zu ziehen und diese ausgewählten Objekte jeweilen anlässlich der jährlichen Mietpreiserhebung daraufhin zu untersuchen, ob sie sich nicht inzwischen die Voraussetzungen erworben haben, unserer Masse anzugehören. Auf diese Art hätten wir wie die Abgänge auch die Zugänge stichprobenweise erfasst.

Nun würde aber dies die Mietpreiserhebung zusätzlich stark belasten, und der Aufwand liesse sich angesichts der geringen zahlenmässigen Auswirkung kaum rechtfertigen. Wir beschränken uns

deshalb darauf, die Änderung der Zimmerzahl und den Wechsel des Besitzverhältnisses annähernd zu berücksichtigen.

aa) Änderung der Zimmerzahl

Wir nehmen an, dass den uns bekannten Ausfällen ein gleich grosser Zuwachs entgegensteht, und werden jede ausfallende Wohnung durch eine gleichartige Wohnung ersetzen.

bb) Änderung des Besitzverhältnisses

Auch hier greift die gleiche Annahme Platz, wobei wir uns noch auf folgende Überlegungen stützen können:

Ein Vergleich der Ergebnisse der Wohnungszählung 1950 mit denen der Zählung von 1941 zeigt, dass sich die Zahl der Dienst- und Freiwohnungen ziemlich konstant hält mit eher rückläufiger Tendenz. Die Zahl der Eigentümerwohnungen mit zwei, drei und vier Zimmern ist von 1941 bis 1950 von 6249 auf 5949 zurückgegangen. Partizipierten sie 1941 noch mit 14 Prozent am Total der drei Wohnungsgrössen, betrug ihr Anteil bei der letzten Zählung nur noch 11 Prozent; berechnen wir 1950 die Quote für die vor 1940 erstellten Objekte, ergibt sich ein Prozentsatz von 13. Angesichts dieser, in den früheren Bau-perioden eher stabilen Tendenz ersetzen wir die Wohnungen, die zu Eigentümer-, Dienst- und Freiwohnungen werden, durch reine Mietwohnungen möglichst gleicher Art.

3. Änderungen innerhalb des Bestandes

Die vorstehend besprochenen Änderungen beziehen sich auf Sachverhalte und Merkmale, die Voraussetzungen der Zugehörigkeit zu unserem Gesamtkollektiv und damit auch zur Stichprobe betreffen. Ein grosser Teil der Mutationen vollzieht sich aber in der Weise, dass davon die Eigenschaft als reine Mietwohnung gemäss unserer Definition nicht berührt wird, sondern derart, dass nur ein Wechsel in der Kategorie stattfindet. So gibt es innerhalb der Zwei-, Drei- und Vierzimmerwohnungen Änderungen der Wohnungsgrösse oder der Badeausstattung. In diesen Fällen werden die Häufigkeiten in den einzelnen Gruppen anders; auch hier kann angenommen werden, dass derartige Wechsel eine Bestandesänderung des Gesamtkollektivs zum Ausdruck bringen und somit die der Masse adäquaten Proportionen in der Stichprobe von selbst hergestellt werden.

C. Die Berechnung der durchschnittlichen Mietpreise

Als durchschnittliche Mietpreise werden wir die Werte verwenden, wie sie sich aus der Mietpreiserhebung auf Grund der neuen Stichprobe ergeben.

Wir möchten aber doch noch – ohne auf die theoretischen Grundlagen einzugehen – das Verfahren der Verhältnisschätzung erwähnen, das unter andern Umständen mit Vorteil zu verwenden gewesen wäre:

Wir gehen davon aus, dass aus der Vollerhebung vom Dezember 1950 die Durchschnittsmieten bekannt sind, und dass wir auf Grund der Stichprobe, die dem gleichen Kollektiv entnommen wurde, im Mai 1955 die Mietpreise erheben werden. Infolge des Stichprobenfehlers werden die so gewonnenen Grössen mehr oder weniger vom wirklichen Mittelwert abweichen. Wir könnten nun näher an das effektive Mittel herankommen, wenn wir die durchschnittlichen Mietpreise von 1955 dividieren durch diejenigen, die für die Stichprobeneinheiten für 1950 galten, und mit dem auf diese Weise erhaltenen Quotienten die wirklichen Mietpreise aus der Vollerhebung multiplizieren. Damit würde also durch die Stichprobe die Veränderung der Mietpreise gemessen und mit den Durchschnittsmieten der Vollerhebung als Ausgangspunkt auf den neuen Stand gebracht.

Wie wir gesehen haben, wurde die Ziehung unserer Stichprobe aber so angesetzt, dass die Durchschnittsmieten der ausgewählten Einheiten sehr genau den wirklichen Mittelwerten entsprachen. Damit fällt das wichtigste Argument für die Anwendung der Verhältnisschätzung dahin, und wir können auf das Verfahren, das zudem mehr Rechenarbeit zur Folge hätte, verzichten.

D. Die Berechnung des Mietindex

Wir könnten – um die Indexziffer für den Mai 1955 zu erhalten – den Index vom Dezember 1950 multiplizieren mit der Veränderungszahl, die wir aus einer Verhältnisschätzung oder aus dem Verhältnis Stichprobenergebnis 1955 / Vollerhebungsergebnis 1950 gewinnen. Nachteilig an diesem Verfahren wäre zum einen, dass der Anschluss an den Index vom Mai 1954 nicht direkt erfolgen könnte, zum andern, dass die Indexziffer vom Dezember 1950 nachträglich noch berechnet werden müsste¹⁵, weil die Masszahl vom Mai in der Regel für das ganze Jahr unverändert fortgeschrieben wird.

¹⁵ Bis 1954 wurden anlässlich der Mietpreiserhebung im Mai auch die Mietpreise für den vergangenen Dezember erfragt und der laufenden Mietpreisstatistik zugrunde gelegt.

Wir werden vielmehr den Anschluss an den bisherigen Index durch Verkettung bewerkstelligen, indem wir im Mai 1955 für die Wohnungen der neuen Stichprobe auch die Mietpreise für 1954 erfragen. Aus der Gegenüberstellung der daraus resultierenden Durchschnittsmieten erhalten wir die Veränderungszahl, mit der der Index von 1954 zu multiplizieren ist, um zur Indexziffer 1955 zu gelangen. Selbstverständlich ist dann bei den Mietpreiserhebungen der folgenden Jahre nur der Mietpreis des Erhebungsjahres zu erfassen, da der Mittelwert des jeweiligen Vorjahres als aus den gleichen Grundlagen stammend direkt vergleichbar ist und deshalb ohne weiteres zur Berechnung der Veränderungszahl benützt werden kann.

8. KAPITEL

Die Ergebnisse der neuen Mietpreiserhebung

Die Tabellen 8.1 und 8.2 zeigen die Ergebnisse der Mietpreiserhebung vom Mai 1955, die in der geschilderten Weise – unter Berücksichtigung der Neubauten und der Bestandesänderungen – durchgeführt wurde.

Der durchschnittliche Mietpreis pro Wohnung wurde für den Mai 1955 mit Fr. 1284,2 und für 1954 mit Fr. 1237,4 berechnet, woraus die Veränderungszahl

$$\frac{1284,2}{1237,4} = 1,038$$

resultiert.

Durch Multiplikation der Indexziffer von 1954 mit der Veränderungszahl ergibt sich der Index für Mai 1955:

$$125,2 \cdot 1,038 = 130,0$$

Es ist nun interessant, dass wir ziemlich genau zur selben Indexziffer für 1954 – die ja auf Grund des alten Materials berechnet wurde – gelangen, wenn wir den Durchschnitt der neuen Grundlagen für 1954 (Fr. 1237,4) auf den wirklichen Durchschnittsmietzins der reinen Mietwohnungen von zwei, drei und vier Zimmern der Vollerhebung von 1950 (Fr. 1123,3) beziehen.

Die Veränderungszahl von 1,1016 mit der Indexziffer Dezember 1950 – die wir der Einfachheit halber interpoliert mit 113,8 annehmen – führt zu einem Index von

$$113,8 \cdot 1,1016 = 125,4$$

Dies besagt, dass die alten Grundlagen für den Zeitraum 1950–1954 die Änderungen des allgemeinen Standes der Mietpreise in annähernd gleichem Ausmass wiedergegeben haben wie die neue Stichprobe. Es ist dies ein Hinweis darauf, dass – wie wir auf S. 19 erwähnten – das alte Material ein recht brauchbares Instrument zur Indexberechnung dargestellt haben dürfte, darf aber nicht dazu verleiten, die Berechtigung der neuen Grundlagen zu bezweifeln:

Tabelle 8.1: Die Zahl der Wohnungen in der Stichprobe nach Zimmerzahl, Bauperiode und Bad für 1. Dezember 1950, Mai 1954 und Mai 1955

			1950	1954	1955	1950	1954	1955
			Zweizimmer- wohnungen			Dreizimmer- wohnungen		
ohne Bad								
Bauperiode	bis	1900	213	200	199	267	241	237
		1901-1920	191	184	183	108	106	105
		1921-1930	50	48	48	16	12	12
		1931-1939	16	18	18	1	—	—
		1940-1950	5	5	5	6	5	5
		1951-1953	.	—	—	.	—	—
		1954 ¹⁶	.	.	—	.	.	—
mit Bad								
Bauperiode	bis	1900	21	23	25	61	60	58
		1901-1920	17	18	19	111	119	120
		1921-1930	67	66	66	150	162	161
		1931-1939	209	209	208	147	147	148
		1940-1950	62	66	66	250	251	250
		1951-1953	.	45	45	.	83	83
		1954 ¹⁶	.	.	13	.	.	32
zusammen			851	882	895	1 117	1 186	1 211
			Vierzimmer- wohnungen			alle Wohnungen		
ohne Bad								
Bauperiode	bis	1900	40	37	36	520	478	472
		1901-1920	7	5	5	306	295	293
		1921-1930	1	1	1	67	61	61
		1931-1939	—	—	—	17	18	18
		1940-1950	2	2	2	13	12	12
		1951-1953	.	—	—	.	—	—
		1954 ¹⁶	.	.	—	.	.	—
mit Bad								
Bauperiode	bis	1900	50	51	49	132	134	132
		1901-1920	49	48	48	177	185	187
		1921-1930	33	26	27	250	254	254
		1931-1939	27	26	26	383	382	382
		1940-1950	92	95	96	404	412	412
		1951-1953	.	17	17	.	145	145
		1954 ¹⁶	.	.	10	.	.	55
zusammen			301	308	317	2 269	2 376	2 423

¹⁶ Zahl der Wohnungen, die gemäss dem auf S. 71 beschriebenen Verfahren als Anteil von $N/20$ in der Stichprobe dauernd verbleiben

Tabelle 8.2: Die durchschnittlichen Jahresmietpreise im Mai 1954 und Mai 1955 nach Zimmerzahl, Bad und Bauperiode in Franken¹⁷

			Zweizimmer- wohnungen		Dreizimmer- wohnungen		Vierzimmer- wohnungen	
			1954	1955	1954	1955	1954	1955
ohne Bad								
Bauperiode	bis 1900		689	707	938	967	1 075	1 100
	1901–1920		732	753	955	979	(1 085)	(1 105)
	1921–1930		805	820	909	935	(1 080)	(1 080)
	1931–1939		814	837	–	–	–	–
	1940–1950		(812)	(812)	(982)	(982)	(948)	(948)
mit Bad								
Bauperiode	bis 1900		1 107	1 144	1 310	1 354	1 636	1 679
	1901–1920		1 021	1 072	1 214	1 258	1 645	1 696
	1921–1930		976	1 007	1 238	1 273	1 711	1 781
	1931–1939		1 107	1 147	1 448	1 487	2 061	2 133
	1940–1950		1 370	1 399	1 658	1 661	2 056	2 079
	1951–1953		1 712	1 736	1 896	1 910	2 721	2 739
	1954		.	1 773	.	1 985	.	2 562

Generell kann die erwähnte Übereinstimmung nicht behauptet werden, weil sie sich nur auf den Zeitraum vom Dezember 1950 bis Mai 1954 beschränkt.

Die Durchschnittsmieten für den Dezember 1950 aus der alten Erhebung zeigten für einzelne Wohnungskategorien erhebliche Unterschiede gegenüber den Ergebnissen der Vollerhebung, während die neuen Grundlagen sehr genaue Ausgangswerte aufweisen und damit für die laufende Mietpreisstatistik präzisere Unterlagen liefern dürften.

1954 wurden im alten Erhebungsmaterial 13 000 Wohnungen gezählt, während unsere neue Stichprobe mit 2376 Einheiten auskam, und schliesslich ermöglichen die neuen Grundlagen – im Gegensatz zu den bisherigen – die Berechnung der Durchschnittsmieten und der Indexziffer auf eine äusserst einfache Art durchzuführen.

Und wenn – was wir auf Grund unseres Auswahlverfahrens annehmen können – unsere neue Stichprobe den Ansprüchen der Repräsentativität im statistischen Sinne genügt, sind die primären Ziele unserer Untersuchung erfüllt.

¹⁷ Durchschnitte aus weniger als 10 Wohnungen in Klammern

Literaturnachweis

Literatur betreffend Mietpreiserhebungen und Indexziffern für die Schweiz

Bundesbeschluss über die Errichtung des eidgenössischen Arbeitsamtes.
Vom 8. Oktober 1920.

Bundesbeschluss über die Vereinigung der Abteilung für Industrie und Gewerbe und des eidgenössischen Arbeitsamtes. Vom 21. Juni 1929.

Bundesratsbeschluss über die Organisation des Bundesamtes für Industrie, Gewerbe und Arbeit. Vom 4. Oktober 1929.

Bundesratsbeschluss über die selbständige Erledigung von Geschäften durch den Vizedirektor, die Sektionen und das Sekretariat des Bundesamtes für Industrie, Gewerbe und Arbeit. Vom 20. Dezember 1929.

Bundesratsbeschluss über die Organisation des Bundesamtes für Industrie, Gewerbe und Arbeit. Vom 15. Januar 1946.

Der Schweizerische Arbeitsmarkt. Bern, 1. Jahrgang 1920 – 5. Jahrgang 1924.
insbesonders:

Schweizerische Indexziffern über die Kosten der Lebenshaltung. 2. Jahrgang 1921, Nr. 24, S. 659 ff.

Kosten der Lebenshaltung. 3. Jahrgang 1922, Nr. 4, S. 196 ff.

Die Kosten der Lebenshaltung im Mai 1922. 3. Jahrgang 1922, Nr. 5, S. 249 ff.

Die Indexziffer des eidg. Arbeitsamtes. 4. Jahrgang 1923, Nr. 8, S. 344 ff.

Zur Indexfrage. 5. Jahrgang 1924, Nr. 8, S. 350 ff.

Die Volkswirtschaft. Bern, V. Jahrgang 1932 ff.
insbesonders:

Bemerkungen zur Mietpreisstatistik. V. Jahrgang 1932, Heft 6, S. 232 ff.

Grundlagen und Berechnungsmethode der Landesindexziffer der Kosten der Lebenshaltung. VIII. Jahrgang 1935, Heft 2, S. 74 ff.

Überprüfung der Gewichtung im Landesindex der Kosten der Lebenshaltung. XIII. Jahrgang 1940, Heft 2, S. 82 ff.

Der Einfluss der neuen Wohnungen auf den Mietpreisindex. XIV. Jahrgang 1941, Heft 2, S. 29 f.

Der Einfluss der neuen Wohnungen auf den Mietpreisindex. XXI. Jahrgang 1948, Heft 3, S. 89 f.

- Überprüfung der Gewichtung im Landesindex der Kosten der Lebenshaltung. XXI. Jahrgang 1948, Heft 8, S. 297ff.
- Überprüfung der Gewichtung im Landesindex der Kosten der Lebenshaltung. XXI. Jahrgang 1948, Heft 11, S. 396ff.
- Revision der Landesindexziffer der Kosten der Lebenshaltung. XXIII. Jahrgang 1950, Heft 1, S. 2ff.
- Neuberechnung der Landesindexziffer der Kosten der Lebenshaltung Ende April 1950. XXIII. Jahrgang 1950, Heft 5, S. 205ff.
- Grundlagen und Berechnungsmethode der revidierten Landesindexziffer der Kosten der Lebenshaltung. XXIII. Jahrgang 1950, Heft 11, S. 434ff.
- Ausbau der Mietpreiserhebung. XXVII. Jahrgang 1954, Heft 6, S. 242ff.
- Der Landesindex der Konsumentenpreise Ende Juli 1955. XXVIII. Jahrgang 1955, Heft 8, S. 299ff.
- Eidgenössisches Arbeitsamt: Protokolle der Konferenz zur Besprechung der Grundlagen eines schweizerischen Verständigungs-Indexes im September/Dezember 1923 in Bern. Bern 1924.
- Handbuch der schweizerischen Volkswirtschaft. Bern 1939.
insbesondere Band II:
- Gordon H.: Lebenskostenindex. S. 121ff.
- Freudiger H.: Wohnungs-, Bau- und Liegenschaftenstatistik. S. 356ff.
– Preisstatistik. S. 366ff.
- Handbuch der schweizerischen Volkswirtschaft. Ausgabe 1955. Bern 1955.
insbesondere Band II:
- Bachmann Fritz: Wohnungszählungen. S. 412ff.
- Heiniger Ludwig: Kleinhandelspreise, Statistik. S. 391f.
– Lebenskostenindex. S. 396f.
– Mietpreisstatistik. S. 399f.
- Lorenz Jacob: Die Kosten der Lebenshaltung in der Schweiz in den Jahren 1905–1916. Schriften des Vereins für Sozialpolitik. 146. Band, Erster Teil, München und Leipzig 1917, S. 219ff.
- Schweizerische Arbeitgeber-Zeitung. Zürich, XIII. Jahrgang 1918ff.
- Schweizerische Bundesbahnen: Ergebnisse einer Enquête über die Preise der Wohnungen und der wichtigsten Lebensmittel, sowie über die Steuerverhältnisse in den verschiedenen Gegenden der Schweiz 1902–1903. Bern 1903.
- Ergebnisse einer Enquête über die Preise der Wohnungen, der wichtigsten Lebensmittel, der Brennmaterialien, sowie über die Steuerverhältnisse in den verschiedenen Gegenden der Schweiz im Jahre 1911. Bern 1911.
- Sozialstatistische Mitteilungen. Bern, 1. Jahrgang 1923 – 5. Jahrgang 1927.
insbesondere:
- Ergebnisse der Mietpreiserhebung vom Januar 1924. 2. Jahrgang 1924, Heft 2.

Die Revision der Indexziffer der Kosten der Lebenshaltung. 4. Jahrgang 1926, Heft 1, S. 25 ff.

Wirtschaftliche und sozialstatistische Mitteilungen. Bern, 1. Jahrgang 1928 – 4. Jahrgang 1931.
insbesonders:

Die Grundlagen der periodischen statistischen Erhebungen des Eidg. Arbeitsamtes. Sonderheft 5, 1929.

Literatur betreffend Mietpreiserhebungen und Indexziffern im Kanton Basel-Stadt

Bücher Karl: Die Wohnungs-Enquête in der Stadt Basel vom 1.–19. Februar 1889. Basel 1891.

Kaufmann W. und Ackermann E.: Die Bewegung der Mietpreise in Basel von 1896–1914. Schriften des Vereins für Sozialpolitik. 146. Band, Erster Teil, München und Leipzig 1917, S. 99 ff.

Mitteilungen des Statistischen Amtes des Kantons Basel-Stadt. Basel.

Jenny O. H.: Die Veränderungen der Lebenshaltungskosten 1911–1922 und die Basler Indexziffern. Nr. 42, 1923.

Protokoll der ordentlichen Sitzung des Grossen Rats des Kantons Basel-Stadt vom 12. März 1888. Staatsarchiv Basel-Stadt. Protokolle des Grossen Rats, Bd. 37.

Protokoll der Sitzung des Regierungsrates des Kantons Basel-Stadt vom 19. Januar 1889. Staatsarchiv Basel-Stadt. Protokolle des Regierungsrates, Bd. 259.

Statistisches Jahrbuch des Kantons Basel-Stadt. Basel, 1. Jahrgang 1921 ff.

Statistische Vierteljahresberichte des Kantons Basel-Stadt. Basel, 2. Jahrgang 1912 – 10. Jahrgang 1920.

Statistische Vierteljahresübersicht. Beilage zu den Statistischen Monatsberichten des Kantons Basel-Stadt. Basel.

Jenny O. H.: Die Berechnung der Lebenshaltungskosten und die Basler Indexziffern. 12. Jahrgang 1932, IV, S. XV f.

– Vom Mietindex. 13. Jahrgang 1933, I, S. III.

Wirtschaft und Verwaltung. Basel.

Kull Walter: Zur Revision der Basler Indexziffern der Kosten der Lebenshaltung. 1950, Heft 1, S. 9 ff.

Jenny O. H.: Ein halbes Jahrhundert Statistisches Amt des Kantons Basel-Stadt 1902–1952. 1952, Heft 4, S. 97 ff.

Veröffentlichungen. Verzeichnis der Publikationen des Statistischen Amtes und anderer Beiträge zur Basler Statistik. 1952, Heft 4, S. 124 ff.

Literatur betreffend Theorie und Praxis der Stichproben

- Czuber Emanuel: Die statistischen Forschungsmethoden. Wien 1927.
- Deming William Edwards: Some Theory of Sampling. New York/London 1950.
- Hansen Morris H., Hurwitz William N., Madow William G.: Sample Survey Methods and Theory. New York/London 1953.
- Kellerer Hans: Theorie und Technik des Stichprobenverfahrens. Einzelschriften der Deutschen Statistischen Gesellschaft. Nr. 5, München 1953.
- Kendall Maurice G.: The advanced Theory of Statistics. Volume II, London 1946.
- Linder Arthur: Statistische Methoden für Naturwissenschaftler, Mediziner und Ingenieure. Zweite, erweiterte Auflage, Basel 1951.
- Planen und Auswerten von Versuchen. Basel/Stuttgart 1953.
- Schwarz Arnold: Über den Umgang mit Zahlen. 2. Auflage, München 1952.
- Snedecor George W.: Statistical Methods. Fourth Edition, Ames, Iowa, 1948.
- Yates Frank: Sampling Methods for Censuses and Surveys. Second Edition, London 1953.

Lebenslauf

Ich, Walter Zettler, Bürger von Basel, wurde als ältester Sohn des Melchior Zettler, Zinngiesser, und der Emma Zettler, geborenen Winter, am 28. Juni 1920 in Basel geboren.

Nach dem Besuch der Primarschule von 1927 bis 1931 und der Realschule des Kantons Basel-Stadt von 1931 bis 1935 trat ich 1935 in die Maturitätsabteilung der Kantonalen Handelsschule Basel ein und erwarb dort 1939 das Reifezeugnis.

Im gleichen Jahr nahm ich eine Praktikantenstelle in einem Garagebetrieb an und war in der Folge von 1941 bis 1943 bei der Kantonalen Zentralstelle für Kriegswirtschaft in Basel tätig. Im Oktober 1943 erfolgte die Anstellung beim Statistischen Amt des Kantons Basel-Stadt, und auf den November 1956 wurde ich zum Stellvertreter des Verwalters der Ausgleichskasse Basel-Stadt gewählt, wo ich jetzt noch meinen Dienst versehe.

Hatte ich mich schon bald nach Beginn meiner Praxis mit dem Gedanken getragen, ein akademisches Studium zu ergreifen, sah ich mich veranlasst – des häufigen Militärdienstes in der Zeit des Zweiten Weltkrieges wegen – mein Vorhaben erst nach Kriegsende zu verwirklichen. Am 25. Oktober 1945 immatrikulierte ich mich an der Philosophisch-Historischen Fakultät der Universität Basel und lag neben meiner beruflichen Tätigkeit dem Studium der Staatswissenschaften ob, das ich mit der mündlichen Prüfung am 27. Januar 1956 abschloss.

Vorlesungen habe ich gehört und Übungen besucht bei den Herren Professoren Brogle†, Furlan†, Guth, Imboden, Lewald, Ruck, Salin, Simonius† und Wagner†.

Die Grundzüge meiner Dissertation sind unter der Leitung der Herren Professoren Furlan† und Linder (Genf) entstanden.

